



Versión Preliminar

MANUAL ESTADISTICO PARA LA EXPERIMENTACION
EN FRIJOL (Phaseolus vulgaris L.)

PARTE I

María Cristina Amézquita

Jaime Eduardo Muñoz

Biometría - CIAT

Febrero 1978

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos especialmente al Dr. Oswaldo Voysest, Jefe de la Sección de Agronomía de Frijol del CIAT, por su participación en la planeación de los ensayos cooperativos Biometría-Agronomía de Frijol, que han servido de base para la sección 2, técnica de parcela, y por sus sugerencias y comentarios sobre el contenido de este manual.

Nuestro especial reconocimiento al Dr. David L. Franklin de quien nació la idea de realizar un trabajo como éste; al Dr. Gastón Mendoza por su valiosa colaboración en la sección 4, diseños experimentales tradicionales utilizados en experimentación con frijol y a todos los miembros de la Unidad de Biometría del CIAT por su valioso apoyo.

También agradecemos a los Ingenieros Agrónomos Yamel López, Luis Carlos Salazar, Diosdado Baena, Edgar Quintero, Carlos Gonzalez y Fernando Takegami quienes participaron en la ejecución de los distintos ensayos cooperativos.

Finalmente deseamos agradecer al Programa de Frijol del CIAT por el interés que ha mostrado en el desarrollo de este manual.

Los Autores,

Cali, Febrero de 1978

6. Cruz, N.G. Determinación del tamaño y forma óptima de parcelas experimental en el cultivo de frijol. Tesis profesional. Escuela Nacional de Agricultura. Chapingo, Mexico 1971. 78 p. (mimeografiado).
7. Gomez, K; and Gomez, A.A. Statistical procedures for agricultural research, with emphasis on rice. The International Rice Research Institute. (IRRI). Philippines, 1976. 294 p.
8. Kempthorne, O. The design and analysis of experiments. Wiley and Sons. New York. 1973. 631 p.
9. Little, T. and Jackson, H. Métodos estadísticos para la investigación en la agricultura. Trad. por A.& P. Crespo Trillas. Mexico 1976. 270 p.
10. Mendoza, G.y Amézquita, M.C. Utilización de la estadística y el diseño experimental en investigación en frijol. Unidad de Biometría, CIAT. 1975 (fotocopiado).
11. Muñoz, F.J.E., Amézquita, M.C. y Voysest, O. Efecto de bordes en ensayos de rendimiento en frijol. Unidad de Biometría, CIAT. Presentado en la XXII Reunión Anual del PCCMCA. Panamá 1977. 18 p. (fotocopiado).
12. Muñoz, J.E. y Amézquita, M.C. Eficiencia relativa del diseño en látices con respecto al diseño en Bloques Comple-

tos al Azar en ensayos de rendimiento en frijol (Phaseolus vulgaris L.) Unidad de Biometría, CIAT, presentado en la XXI Reunión Anual del PMCCA. Costa Rica. 1976
10 p. (fotocopiado).

13. Quintero, et, al. Efecto de bordes en variedades de frijol con distinto hábito de crecimiento. Unidad de Biometría CIAT. 1978. (Sin publicar)
14. Steel and Torrie. Principles and procedures of statistics. McGraw-Hill. New York. 1960. - 31 p.
15. Siegel, Sidney. Nonparametric Statistics for the behavioral sciences. International Student Edition. McGraw-hill. 1956.

C O N T E N I D O

	<u>Página</u>
1. INTRODUCCION	1-1
1.1. Objetivos	1-1
1.2. Papel de la estadística en la investigación biológica	1-2
1.3. El Método Científico	1-2
2. TECNICA DE PARCELA	2-1
2.1. Heterogeneidad del suelo	2-1
2.2. Tamaño, forma de parcela y número de repeticio- nes	2-4
2.3. Efecto de bordes	2-15
2.3.1. Ensayo sobre efecto de bordes en 25 varie <u>de</u> dades de igual hábito	2-16
2.3.2. Ensayos sobre efecto de bordes en varieda- des de distinto hábito	2-20
3. NOCIONES BASICAS SOBRE EL DISEÑO EXPERIMENTAL	3-1
3.1. Definiciones	3-1
3.2. Requerimientos para un diseño experimental válido	3-3
4. DISEÑOS EXPERIMENTALES TRADICIONALMENTE UTILIZADOS EN EXPERIMENTACION CON FRIJOL	4-1
4.1. Diseño completamente al azar	4-2

4.1.1.	Características generales	4-2
4.1.2.	Análisis estadístico	4-2
4.1.3.	Ejemplo numérico: Diseño completamente al azar con un solo factor	4-6
4.1.4.	Utilización del diseño	4-8
4.2.	Diseño en Bloques Completos al Azar	4-8
4.2.1.	Características generales	4-8
4.2.2.	Análisis estadístico	4-9
4.2.3.	Ejemplo numérico No. 1: Diseño en Bloques completos al Azar con un solo factor	4-12
4.2.4.	Ejemplo numérico No. 2: Diseño en Bloques Completos al Azar con estructural facto - rial	4-14
4.2.5.	Utilización del diseño	4-17
4.3.	Diseño en Látice	4-18
4.3.1.	Características generales	4-18
4.3.2.	Eficiencia relativa del diseño en Látices con respecto al de Bloques Completos al Azar	4-18
4.3.3.	Arreglo del material experimental	4-19
4.3.4.	Aleatorización	4-20
4.3.5.	Análisis estadístico	4-20
4.3.6.	Ejemplo	4-22
4.3.7.	Utilización del diseño	4-23

4.4. Diseño de Parcelas Divididas y Sub-divididas	4-23
4.4.1. Características generales	4-23
4.4.2. Análisis estadístico	4-25
4.4.3. Ejemplo numérico No. 1: Diseño en Parcelas Divididas	4-28
4.4.4. Ejemplo numérico No. 2: Diseño en Parcelas sub-divididas	4-34
4.4.5. Utilización de estos diseños	4-36
4.5. Diseño en Franjas Divididas y Sub-divididas	4-36
4.5.1. Características generales	4-36
4.5.2. Ejemplo numérico No. 1: Diseño en Franjas Divididas	4-37
4.5.3. Ejemplo numérico No. 2: Diseño en Franjas Sub-divididas	4-39
4.5.4. Utilización de estos diseños	4-42
5. DISEÑOS SISTEMATICOS	5-1
5.1. Superficie de Respuesta	5-3
5.2. Diseños en Abanico y Surcos Paralelos	5-5

1. INTRODUCCION

1.1. Objetivos:

Este manual fué elaborado con un propósito doble. Por un lado, el de servir de texto en estadística y diseño experimental aplicado a la investigación con frijol, en los cursos de adiestramiento que el CIAT brinda anualmente a Ingenieros Agrónomos e Investigadores de campo del mundo tropical y sub-tropical. Por otro lado, el de servir de guía teórico-práctica al investigador de campo, en la planeación, diseño y análisis de experimentos en frijol. Este manual contiene además de la introducción cuatro secciones. La primera se refiere a técnica de parcela, en la cual, las metodologías y recomendaciones presentadas son producto de ensayos realizados en forma cooperativa entre la Unidad de Biometría y el Programa de Agronomía de Frijol del CIAT. La segunda presenta un conjunto de nociones básicas sobre el diseño experimental. La tercera contiene una descripción de las características, utilización y análisis de los diseños experimentales tradicionalmente usados en la investigación de campo en frijol. Y la última comprende un resumen breve sobre Diseños Sistemáticos en la cual hablamos de tres tipos de ellos: las superficies de respuesta, el diseño de abanico y el diseño de surcos paralelos. En la mayoría de los casos, se presentan ejemplos reales tomados de ensayos efectuados en el CIAT.

1.2. Papel de la estadística en la investigación biológica:

"El propósito de la ciencia estadística es proporcionar una base objetiva para el análisis de problemas en los cuales los datos se apartan de las leyes exactas de la causalidad".

D.J., Finney. "An Introduction to Statistical Science in Agriculture" (traducción).

La cita anterior establece la importancia de la ciencia estadística en la investigación biológica, pues es precisamente en este campo en donde el investigador no puede predecir exactamente los resultados que va a obtener bajo un cierto conjunto de condiciones. Existe una multitud de causas, no todas controlables por el investigador, que hacen que los resultados varíen; estas causas no controlables son las que constituyen la "variación debida al azar" ó "error experimental". Y es el propósito central de la estadística el decidir si la variación observada en un conjunto de resultados se debe al efecto del tratamiento aplicado, o es puramente atribuible al azar. Por esto, el investigador biológico debe aceptar el hecho de que su respuesta nunca puede ser absoluta, y que necesita la estadística como una herramienta objetiva que le permita obtener una respuesta con un margen de confiabilidad conocido.

1.3. El método científico:

La investigación científica se puede definir como una búsqueda sistemática de algo nuevo. El conjunto de las etapas lógicas que

sigue el investigador hasta descubrir nuevos hechos o principios se denomina el método científico. Podemos decir que el método científico es la aplicación de la lógica y la objetividad al mejor entendimiento de un fenómeno. Su característica esencial es que partiendo de una observación crítica llega a formular hipótesis que pueden ser comprobadas mediante un experimento. El "experimento" es un paso crítico en la metodología científica, ya que cualquier pregunta cuya respuesta no haya sido obtenida a través de observaciones planificadas no constituye esencia real de la ciencia.

Podemos describir las etapas que sigue el método científico así:

1. Observación del fenómeno: Consiste en observar de una manera crítica el fenómeno sin que éste nos permita llegar a una conclusión: Ej.: En un terreno sembrado con una misma variedad de frijol se observa que en determinadas áreas las plantas se ven raquíticas mientras que en otras el cultivo se ve vigoroso.
2. Planteamiento del problema: Esta observación del fenómeno conlleva al planteamiento de un problema cuya solución debe ser la meta del investigador. En nuestro ejemplo anterior, el problema podría plantearse como: la producción de frijol en ese terreno es susceptible de mejorarse.

3. Establecimiento de las hipótesis: Muchas son las hipótesis que el investigador se puede plantear sobre las posibles causas que producen el fenómeno observado. Lo importante es formular hipótesis relevantes al problema y que sean verificables experimentalmente. Siguiendo nuestro ejemplo, una hipótesis puede ser: H_1 : La deficiencia de Nitrógeno en el suelo produce falta de vigor en la planta de fríjol.
4. Verificación objetiva de las hipótesis: Se lleva a cabo efectuando un experimento. En él, el investigador trata de controlar todos los factores, con excepción de aquellos cuyo efecto desea medir. Sin embargo existen factores imposibles de ser controlados o que sería muy costoso controlarlos, como las variables climatológicas, por ejemplo, que constituyen el "error experimental". Si se desea probar la hipótesis H_1 de nuestro ejemplo anterior, una forma de verificarla objetivamente sería ensayar distintos niveles fijos de Nitrógeno y observar el comportamiento de la planta manteniendo los otros factores constantes (contenido de otros minerales en el suelo, riego, etc.). Cuatro etapas hay que seguir cuando se desea llevar a cabo un experimento, a saber:
 - Planeación del experimento: Antes de escoger un diseño experimental apropiado, debe especificarse los tra-

tamientos a ensayar, seleccionarse el material experimental, decidir a qué poblaciones se espera extender los resultados del experimento y la precisión deseada.

- Escogencia del diseño experimental: El diseño experimental es el patrón que indica la forma como se deben agrupar las unidades experimentales^{1/} y como se deben asignar los tratamientos a ellas.

Al escoger un diseño experimental se debe tratar de conciliar dos aspectos generalmente contrapuestos: sencillez y precisión. La mayor precisión se consigue seleccionando un diseño que minimice las variaciones no controlables por el investigador, es decir, la varianza del error experimental. Además, el tipo de diseño a utilizar depende de las hipótesis que se desean probar simultáneamente. Cuanto mayor sea el número de hipótesis, más refinado será el diseño experimental a utilizar. Un buen diseño experimental provee la información deseada con un mínimo de esfuerzos y recursos.

Luego de escoger el diseño experimental, se diseñan los

^{1/}

Unidad experimental es la unidad mínima de material experimental a la cual se aplica un tratamiento dado. Por ejemplo, en experimentos de campo las unidades experimentales son generalmente las parcelas, y no las plantas individuales.

formatos de recolección de datos y el plan de análisis.

- Ejecución del experimento: El experimento debe llevarse a cabo siguiendo el diseño experimental planeado. En términos generales las recomendaciones básicas para un buen manejo de experimentos en frijol son: uniformidad en la aplicación del riego, en la densidad de población, en las aplicaciones de insecticidas y fungicidas, siempre y cuando éstos no sean los factores de interés para el investigador.

- Análisis e interpretación de resultados: El análisis de los resultados que arroje un experimento tiene por objeto probar mediante métodos estadísticos las hipótesis planteadas por el investigador. La técnica estadística a utilizar depende del tipo de datos que se colecten. Si se trata de datos continuos, como rendimientos (en Kg/Ha), temperaturas, etc. ó de datos discretos que puedan transformarse en continuos, por ejemplo conteos, el análisis estadístico se efectúa mediante técnicas paramétricas como son las técnicas de regresión, análisis de varianza, y análisis de covarianza. Si se desea analizar datos que indican una clasificación, es decir datos de tipo nominal (ej: clases A,B,C), ordinal (ej: clasificación en bueno, regular,

malo) o de intervalo (ej: calificaciones en escala 1, 2,3,4, 6 5), el análisis estadístico se efectúa mediante técnicas no paramétricas, tendientes a determinar por ejemplo, si existen diferencias entre proporciones (prueba Binomial, prueba X^2 , prueba de Mc.Nemar), o si hay correlación entre el ordenamiento de dos o mas conjuntos de calificaciones (prueba para rangos de Wilcoxon, coeficiente de correlación de rangos no paramétricas).(consultar referencia 15).

2. TECNICA DE PARCELA

En la experimentación agrícola se hace indispensable usar eficientemente los recursos disponibles, especialmente por la limitación de las áreas de los centros experimentales, que día a día aumentan sus programas manteniendo el recurso "terreno" relativamente constante. La "técnica de parcela": estudio del tamaño, forma y número apropiado de repeticiones y efecto de bordes en los diferentes cultivos, dirige al investigador hacia el uso eficiente de los recursos, en la medida en que le permite obtener resultados confiables de acuerdo a unos niveles predeterminados de espacio y precisión. En un experimento pueden presentarse dos situaciones en las cuales se desperdician recursos: la primera, cuando se utiliza un tamaño o número de parcelas mayor que el necesario; y la segunda, cuando por utilizar un diseño que no controle apropiadamente la heterogeneidad del terreno, no es posible detectar diferencias significativas entre los tratamientos.

2.1. Heterogeneidad del suelo:

La heterogeneidad del suelo se refiere a las diferencias existentes de una parcela a otra del campo. Es un fenómeno universal ya que en todos los suelos está presente en mayor o menor grado, aún en terrenos aparentemente uniformes.

La heterogeneidad se debe a diferentes características físicas, químicas, y agrológicas presentes en el suelo, a factores de ma-

mejo del suelo o a tratamientos previamente aplicados. Una de las principales causas de la "heterogeneidad introducida" es el diferente grado de fertilización que se haya hecho a las parcelas, ya que hay efectos residuales que se manifiestan en cultivos posteriores. Hay también incrementos de la variabilidad del suelo, cuando se siembran diferentes cultivos, y aún para una misma especie vegetal, como es el caso del frijol, las variedades presentan diferencias en ramificación, nodulación, capacidad de extracción de nutrientes, etc. En los ensayos de campo se dejan áreas sin sembrar para callejones que faciliten el manejo del experimento, o para canales de riego y/o drenaje, en las cuales la planta no extrae nutrientes, razón por la cual, si se hace una siembra posterior en este sitio, las parcelas que queden en los espacios antes mencionados quedarán en mejores condiciones, lo cual incide sobre el rendimiento.

Descripción y cuantificación de la heterogeneidad del suelo:

Para describir la heterogeneidad del suelo se usan los ensayos en blanco o "ensayos de uniformidad", los cuales consisten en sembrar un lote experimental con una variedad tan pura como sea posible, y someterla a prácticas idénticas de manejo.

En la Granja Experimental del CIAT-Palmira, se sembró durante el primer semestre de 1977 un ensayo de uniformidad⁽¹⁾, con área inicial de 1600 m² (40m x 40m). Se descartaron al momento de la

Se utilizó en este ensayo la variedad ICA-GUALI de hábito de crecimiento (1)

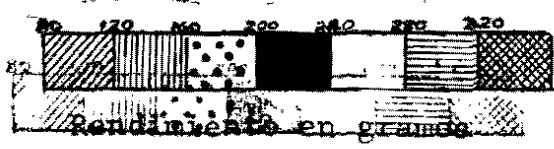
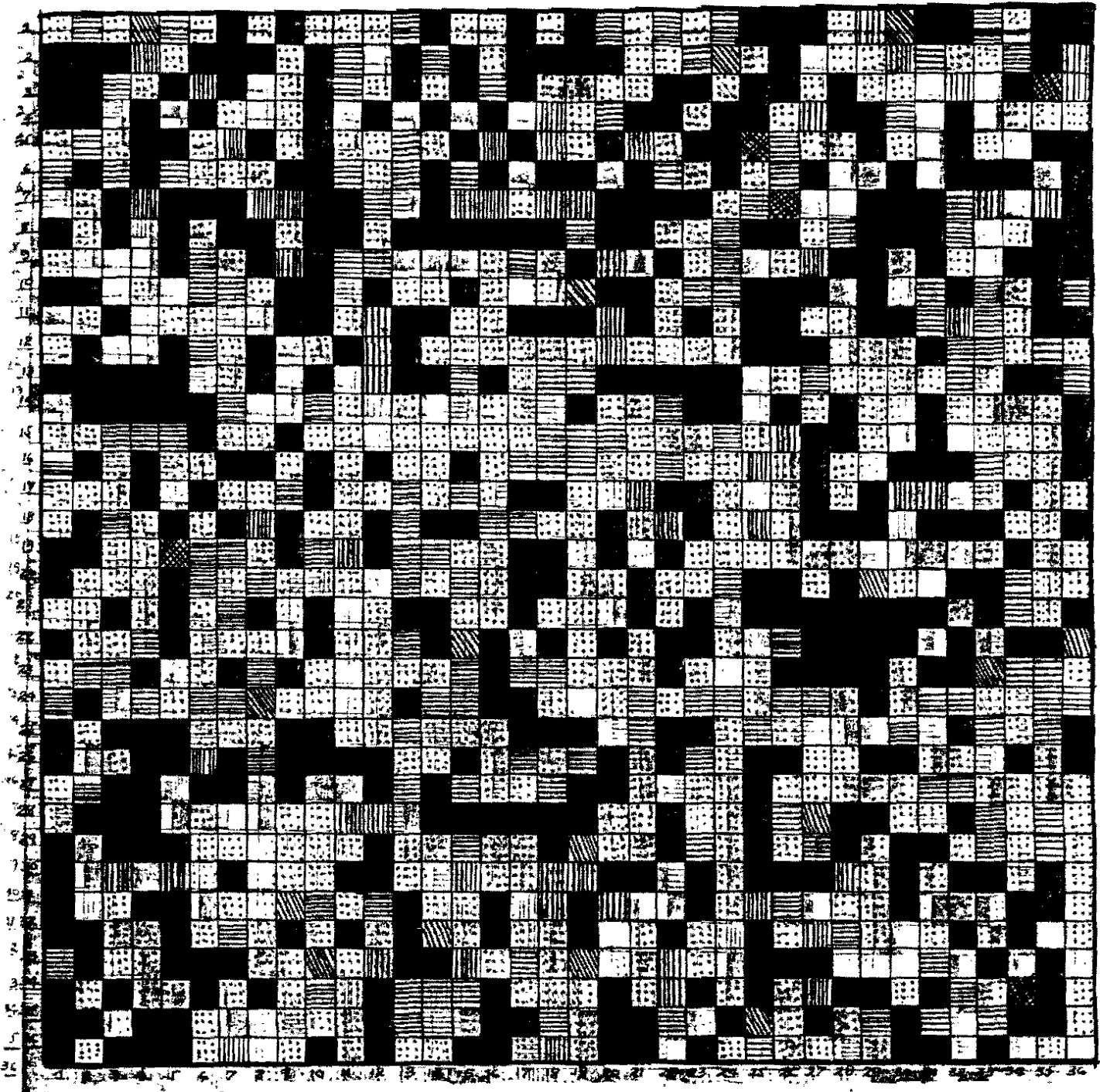
cosecha 2 mts a cada lado, para eliminar la influencia de los bordes por espacios no sembrados, quedando reducida el área a 1296 m² (36 x 36). Se dividió esta área en pequeñas parcelas denominadas "unidades básicas" de 1m² (1m de largo x 1m de ancho), y se obtuvo la producción de cada unidad cuidando de registrar su ubicación dentro del lote.

Para trazar el mapa de fertilidad, se establecieron siete (7) categorías de rendimiento por unidad básica, siendo la separación entre las categorías igual a una (1) desviación estándar entre unidades básicas. Esta se estimó en 40 gr. lo cual produjo las categorías siguientes: 80 - 120 gr/unidad básica, 121-160, 161-200, 201-240, 241-280, 281-320 y más de 320 gr/unidad básica. La figura 1 presenta el mapa de fertilidad. Los distintos tipos de sombra utilizados corresponden a las siete categorías de rendimiento mencionadas anteriormente. (Desafortunadamente no hay relación entre la sombra utilizada y la producción) Si se observa el mapa, se puede apreciar que el terreno, aunque muy heterogéneo, no presenta tendencias definidas de fertilidad.

Para obtener una estimación del grado de variabilidad del suelo se usó el "coeficiente de heterogeneidad del suelo", b, estimado mediante la "Ley de Varianza de Smith",

$$V_x = \frac{V_1}{X^b}$$

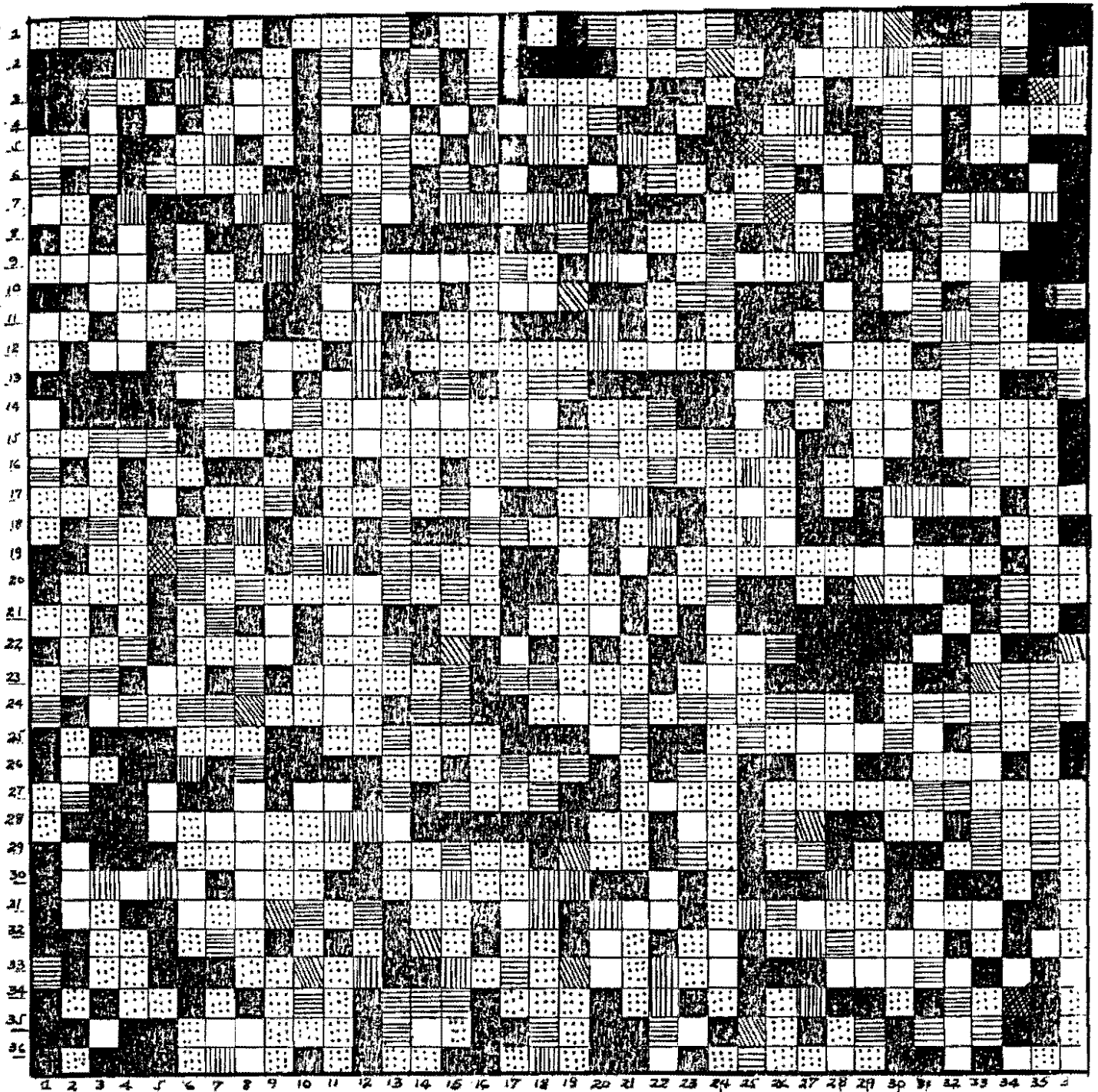
— Sentido Perpendicular a los Surcos —
— Sentido Perpendicular a los Surcos —



Rendimiento en gramos

FIG 1: MAPA DE CONTORNO DE FERTILIDAD PARA EL RENDIMIENTO EN GRAMOS
 DE 1296 PARCELAS DE 1m² EN EL LOTE Q₂-CIAT
 1 PARCELAS DE 1m² EN EL LOTE Q₂-CIAT

← Sentido Perpendicular a los Surcos →



Rendimiento en gramos

FIG : MAPA DE CONTORNO DE FERTILIDAD PARA EL RENDIMIENTO EN GRAMOS
DE 1296 PARCELAS DE 1m² EN EL LOTE Q₂-CIAT

o, expresada en terminos de logaritmos,

$$\text{Log } V_x = \log V_1 - b \log X$$

Siendo: V_1 = varianza "comparable" del rendimiento entre parcelas de 1m^2

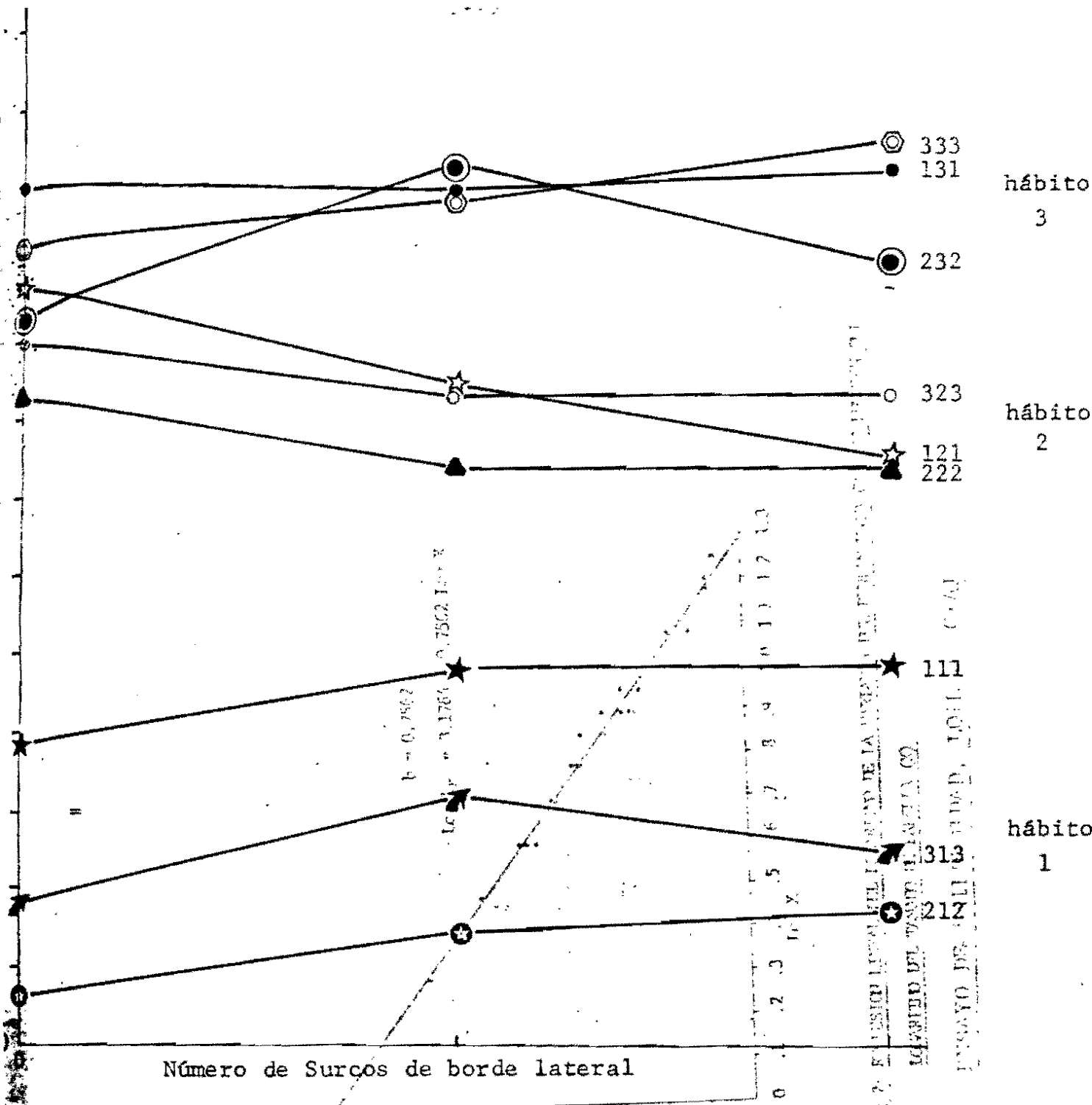
V_x = varianza "comparable" del rendimiento entre parcelas de $X \text{ m}^2$

X = área de parcela (en m^2)

La "varianza comparable" entre parcelas de $X \text{ m}^2$, V_x , se define por $V_x = \frac{S^2}{X}$, siendo S^2 la varianza total entre parcelas de área X . Valores de b cercanos a cero son indicadores de suelos homogéneos; mientras que valores de b cercanos a 1 son indicadores de suelos heterogéneos. En el caso del ensayo en mención, el valor de b , obtenido a partir de la regresión lineal de $\log V_x$ sobre $\log X$, la cual se aprecia en la figura 2, fué de 0.7562, dato que corrobora el alto grado de heterogeneidad observado en el mapa de fertilidad. (Para mayores detalles ver referencia 4).

2.2. Tamaño, forma de parcela y número de repeticiones:

El tamaño de la parcela se refiere a su área; la forma, a la orientación que toma el largo de la parcela; y las repeticiones, al número de veces que un grupo completo de tratamientos aparece en el experimento.



Número de Surcos de borde lateral

RENDIMIENTO PROMEDIO (TON/HA) DE LAS VARIETADES DIACOL-CALIMA (HABITO 1), PORRILLO SINTETICO (HABITO 2) Y PUEBLA 152 (HABITO 3) BAJO LOS 9 ARREGLOS DE COMPETENCIA, DEJANDO 0, 2 y 4 SURCOS DE BORDE LATERAL.

ENSAYO SOBRE EFECTO DE BORDES EN VARIETADES DE DISTINTO HABITO.

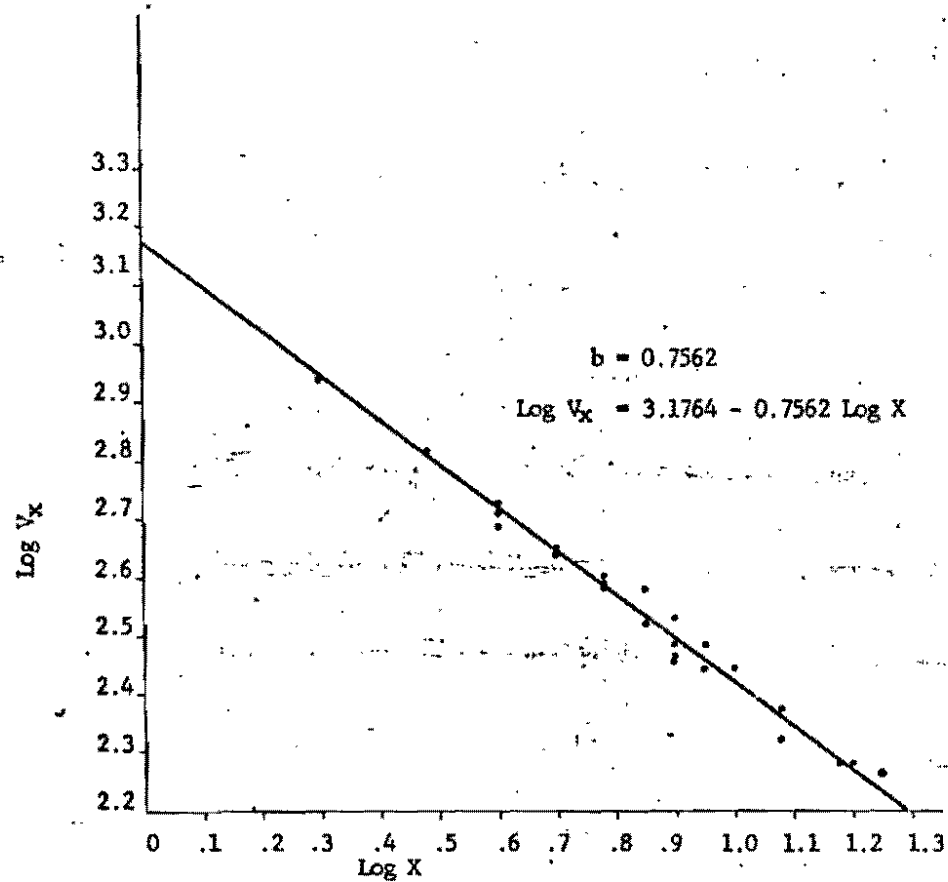


Fig 2: REGRESION LINEAL DEL LOGARITMO DE LA VARIANZA DEL RENDIMIENTO (V_x) EN FUNCION DEL
LOGARITMO DEL TAMAÑO DE PARCELA (X)
ENSAYO DE UNIFORMIDAD, LOTE Q₂-CIAT

En ensayos de campo el error experimental puede verse grandemente afectado por el tamaño y forma de la parcela; el uso de parcelas demasiado pequeñas puede producir coeficientes de variación altos (mayores de 25%) y el uso de parcelas grandes ocasiona gastos innecesarios de tiempo y recursos. Una parcela cuadrada tiene el mínimo perímetro y por lo tanto un mínimo número de plantas expuestas al efecto de bordes; la orientación de las parcelas puede reducir o incrementar el error experimental.

En los trabajos revisados (ver referencias 3 a 6) se ha encontrado que el error experimental decrece cuando se incrementa el tamaño de la parcela, pero esta reducción no es proporcional al incremento. El tamaño y forma de parcela a utilizar en un experimento depende de:

- Precisión deseada en el experimento (coeficiente de variación, diferencia que desea detectarse entre tratamientos). A mayor precisión deseada en el experimento, mayor tamaño de parcela a utilizar.
- Clase de experimento. En experimentos con maquinaria, o laminas de riego, el tamaño de parcela debe ser mayor, puesto que por consideraciones prácticas no puede aplicarse esta tecnología a parcelas pequeñas.
- Heterogeneidad del suelo. en suelos heterogéneos sin una gra-

dianete definida, se recomienda el uso de parcelas cuadradas, dado que en ellas la máxima distancia entre dos puntos es siempre menor que en cualquier otra forma de parcela. En suelos con una gradiente definida, se recomienda el uso de bloques rectangulares, ubicados en dirección perpendicular a la gradiente.

- Otros: factores ambientales, manejo del experimento, etc.

La única forma de obtener un estimativo válido de la variabilidad en la respuesta (error experimental) es a través del uso de repeticiones. En general se considera que se obtiene un mayor grado de seguridad cuando se hacen más repeticiones de parcelas pequeñas, que cuando se utiliza la misma área experimental con parcelas grandes y un número reducido de repeticiones. (ver figura 3 pag. 2-11). La necesidad de utilizar repeticiones en un ensayo se apoya en dos razones: una es que al aumentar el número de repeticiones aumenta la precisión del experimento; la otra es que mientras más diseminados estén los tratamientos sobre el terreno de experimentación, mejor se podrá controlar el efecto de la heterogeneidad del suelo y más se asegurará una igualdad de condiciones para todos los tratamientos.

El número de repeticiones adecuado para un experimento depende de:

- El grado de precisión deseado.

- La variabilidad inherente al material experimental
- El diseño experimental
- El número de tratamientos
- Tamaño y forma de la parcela
- Los recursos disponibles.

Metodología para determinar el tamaño de parcela, y el número de repeticiones:

Existen varias metodologías para determinar el tamaño de parcela, una de las más conocidas es la de "Máxima curvatura" que relaciona el tamaño de la parcela con el coeficiente de variación y encuentra el tamaño óptimo en el punto donde, al incrementarse en una unidad el tamaño de parcela, se reduce en 1% el coeficiente de variación. Otro de los métodos usados es el de "Smith" quien encuentra el tamaño óptimo considerando un estimativo de la heterogeneidad del suelo y de los costos.

Desde el punto de vista estadístico, se ha considerado la metodología de Hatheway como una de las más completas porque relaciona el tamaño de parcela con el número de repeticiones y con la diferencia a detectar como porcentaje de la media. Esta relación es:

$$x^b = 2(t_1 + t_2)^2 C_1^2 / rd^2$$

en donde:

X = tamaño de la parcela

b = coeficiente de heterogeneidad del suelo

r = número de repeticiones.

d = diferencia que se desea detectar entre dos tratamientos, expresada como % de la media.

t_1 = valor de "t" en las tablas para un nivel α dado y $(r-1)(t-1)$ grados de libertad, siendo t = número de tratamientos.

t_2 = valor de "t" en las tablas para $(r-1)(t-1)$ grados de libertad y un nivel $\alpha = 2(1-p)$ donde p es la probabilidad estimada por el experimentador de obtener un resultado significativo.

C_1 = coeficiente de variación entre parcelas de una unidad básica.

Esta relación expresa el hecho de que el tamaño de parcela es inversamente proporcional al número de repeticiones y a la diferencia a detectar entre tratamientos.

En el ensayo de uniformidad llevado a cabo en el CIAT, en el primer semestre de 1977 al cual hicimos referencia en la sección 2.1, además del estudio de heterogeneidad del suelo, también se llevó a cabo un estudio de la relación existente entre tamaño de parcela, número de repeticiones y diferencia a detectar como porcentaje de la media, así como entre el C.V. y el tamaño de parcela.

Con el objeto de seguir la metodología de Hatheway se estimaron los siguientes parámetros: $b=0.76$, $C_1=21.58\%$, $(t_1+t_2)^2=9.0$ (esto debido a que los valores de $(t_1+t_2)^2$ se estabilizan en un valor de 9 a partir de 14 grados de libertad, con $\alpha=5\%$ y $p=0.8$). La tabla 1 muestra los tamaños de parcela (en m^2) calculados para distintas combinaciones de "r" y "d". En ella puede observarse que para un valor dado de "d" el tamaño de parcela decrece al aumentar el número de repeticiones; en igual forma, para un número dado de repeticiones, el tamaño de parcela decrece a medida que la diferencia que se desea detectar es mayor; o dicho en otras palabras, el tamaño requerido de parcela es menor a medida que se disminuye la precisión del experimento. Si por ejemplo, se desea detectar el 20% de la media (suponiendo que la producción promedio sea de 2000 Kg/Ha, el 20% corresponderá a 400 Kg/Ha) y se van a utilizar 4 repeticiones, el tamaño útil de parcela debe ser de 8.6 m^2 .

La figura 3 es otra forma de ver los resultados de la tabla 1; muestra la relación que existe entre la diferencia a detectar como porcentaje de la media y el tamaño de parcela, para 2,3,4, 5,6,7 y 8 repeticiones respectivamente.

TABLA 1: TAMAÑOS DE PARCELA (en m²) CALCULADOS PARA DISTINTAS
COMBINACIONES DE NUMERO DE REPETICIONES Y DIFERENCIAS
A DETECTAR COMO PORCENTAJE DE LA MEDIA.

Para: $\alpha = 5\%$

Grados de libertad del error > 14 .

No. de Repeticiones "r"	Diferencia a detectar como % de la media: "d"			
	10	15	20	25
2	129.5	45.1	21.3	11.9
3	76.4	26.6	12.6	7.0
4	52.5	18.3	8.6	4.8
5	39.3	13.7	6.5	3.6
6	31.0	10.8	5.1	2.9
7	25.4	8.8	4.2	2.3
8	21.3	7.4	3.5	1.9

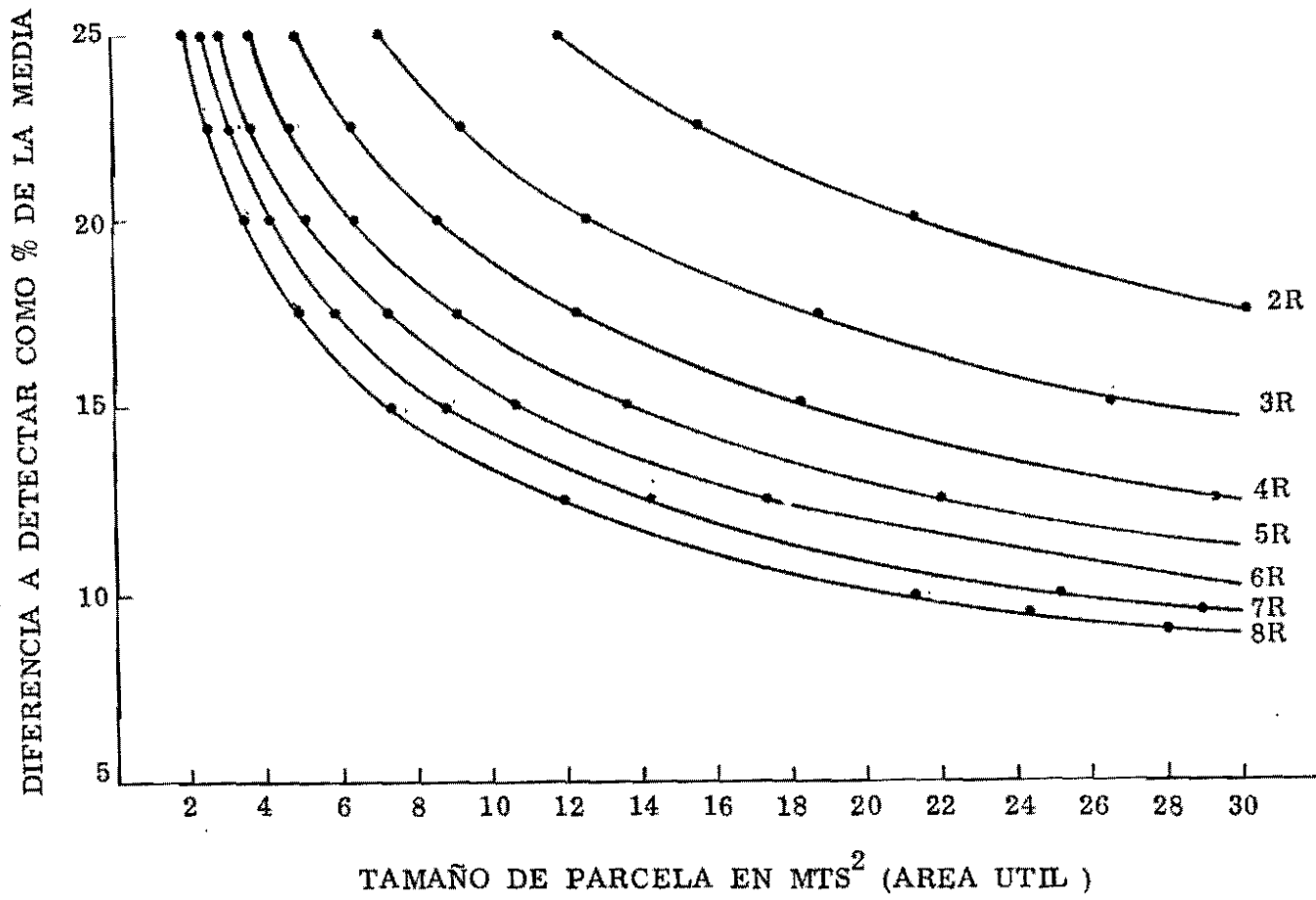


Fig. 3: RELACION ENTRE TAMAÑO DE PARCELA, NUMERO DE REPETICIONES (R) Y DIFERENCIA A DETECTAR COMO PORCENTAJE DE LA MEDIA (METODO DE HATHEWAY)

La tabla 2 presenta el rendimiento promedio (gr/parcela), desviación estándar (S), varianza (S^2), coeficiente de variación (C.V.) y varianza comparable (V_x) para cada tamaño de parcela bajo consideración en este estudio. Las primeras columnas de la izquierda indican las dimensiones de la parcela, su área (en m^2) y el número de parcelas de ese tamaño y forma. Basados en los datos de la tabla 2, se construyó la curva que se presenta en la figura 4: relación entre el C.V. y el tamaño de parcela. En ella vemos que el C.V. decrece a medida que aumenta el tamaño de parcela hasta estabilizarse en un valor aproximado de 9% a partir de tamaños de parcela de $10 m^2$.

TABLA 2: ESTADISTICOS OBTENIDOS EN EL ENSAYO DE UNIFORMIDAD REALIZADO EN EL LOTE Q₂-CIAT, PARA LA VARIABLE RENDIMIENTO (Gr/Parcela)

Dimensiones de la parcela		Area de parcela X (m ²)	No. de parcelas	Rendimiento promedio (gr/parcela)	Varianza V _x = S ² (gr/parcela)	Desviación estándar S (gr/parcela)	C.V. %	Varianza comparable V _x
Horizontal (mt)	Vertical (mt)							
1	1	1	1295	183.808	1573.34	39.67	21.58	1573.34
2	2	4	323	735.30	8237.13	90.76	12.34	514.82
3	3	9	143	1654.45	22148.47	148.82	9.00	273.44
4	4	16	80	2941.27	48646.40	220.56	7.50	190.03
1	2	2	647	367.64	3471.64	58.92	16.03	867.99
3	2	6	215	1102.96	13689.75	117.00	10.61	380.27
4	3	12	107	2205.94	29829.98	172.71	7.83	207.15
2	3	6	215	1102.96	14175.96	119.06	10.79	393.75
2	1	2	647	367.64	3587.31	59.89	16.29	896.83
3	1	3	431	551.47	5910.05	76.88	13.94	656.67
4	1	4	323	635.30	7908.08	88.93	12.09	494.29
5	1	5	251	917.06	10973.51	104.75	11.42	438.94
6	1	6	215	1102.96	14005.28	118.34	10.73	389.04

Cont.

7	1	7	179	1283.90	16329.65	127.79	9.95	333.26
8	1	8	143	1466.68	18245.82	135.08	9.21	285.09
9	1	9	143	1654.45	24386.45	156.16	9.44	301.06
4	2	8	161	1470.62	18201.44	134.91	9.17	284.40
5	2	10	125	1834.15	26179.58	161.80	8.82	261.80
6	2	12	107	2205.94	33808.75	183.87	8.34	234.78
5	3	15	83	2751.24	42992.58	207.35	7.54	191.08
1	3	3	431	551.47	5775.33	76.00	13.78	641.70
1	4	4	323	735.30	8522.55	92.32	12.56	532.66
1	5	5	251	919.14	11054.02	105.14	11.44	442.16
1	6	6	215	1102.96	14375.81	119.90	10.87	399.32
1	7	7	179	1286.81	17546.41	136.19	10.58	378.50
1	8	8	143	1470.52	19547.30	139.81	9.51	305.43
1	9	9	143	1654.45	23435.63	153.09	9.25	289.33
2	4	8	161	1470.62	21925.36	148.07	10.07	342.58
2	5	10	125	1838.31	27750.40	166.58	9.06	277.50
3	6	18	71	3308.92	58505.01	241.88	7.31	180.57

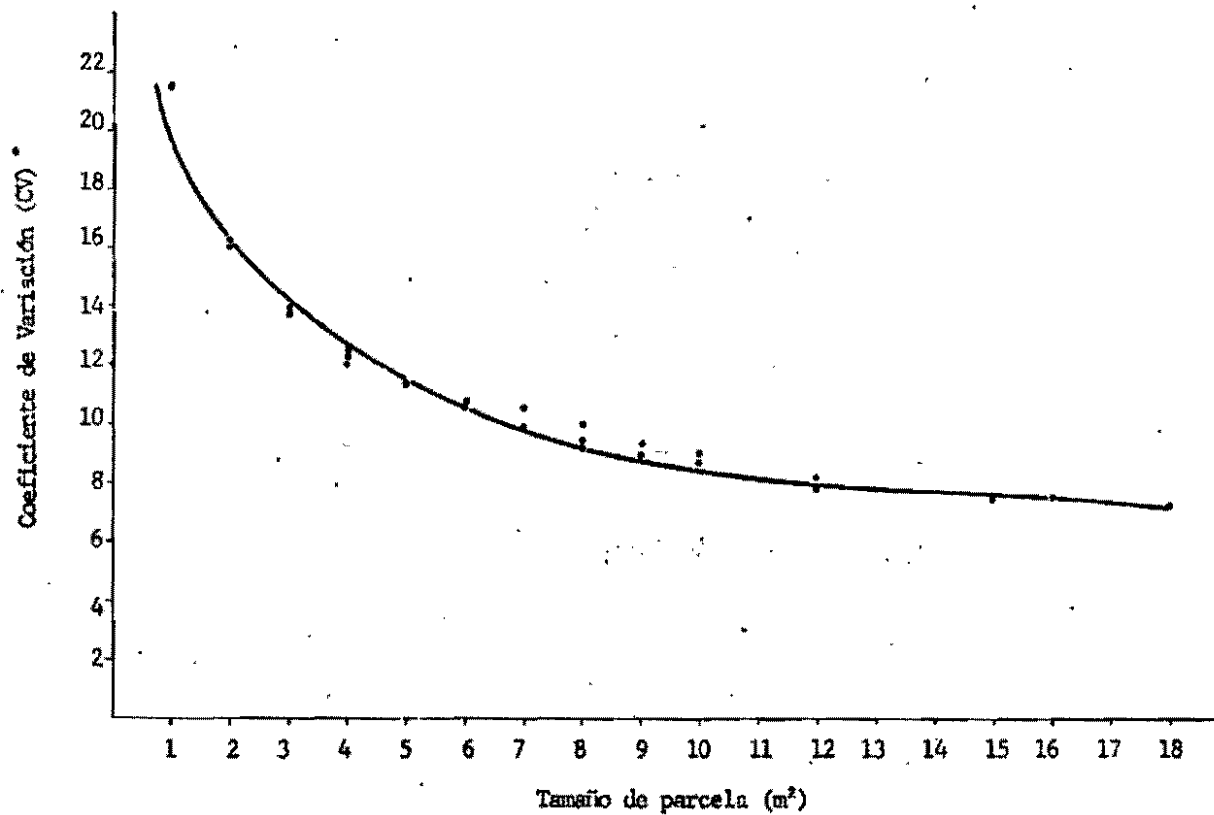


FIG. 4 RELACION ENTRE EL COEFICIENTE DE VARIACION (CV) DEL RENDIMIENTO Y EL TAMAÑO DE LA PARCELA (X) EN M².

ENSAYO DE UNIFORMIDAD, LOTE Q₂-CIAT

2.3. Efecto de bordes:

El efecto de bordes es reconocido en la experimentación agrícola y se manifiesta a través de un cambio en el patrón de crecimiento y rendimiento de las plantas cerca del perímetro de la parcela con relación a las plantas de la parte central de ésta. Este efecto se debe a:

- Adyacencia de los tratamientos a áreas no cultivadas (bordes de cabecera)
- Competencia entre tratamientos (bordes laterales)

Para la eliminación de estos efectos, se acostumbra dejar un margen no experimental de una magnitud predeterminada. La determinación del efecto de bordes es importante, pues si estos existen y no son tomados en cuenta producen sobre o sub-estimación del rendimiento, introducen sesgo en las comparaciones, y contribuyen a que el "error experimental" aumente.

Con el objeto de determinar el efecto de bordes laterales y de cabecera se realizaron, en la granja experimental del CIAT en Palmira, dos ensayos: el primero (ver referencia 11) sembrado en el primer semestre de 1976 con 25 variedades de frijol negro, de similar hábito de crecimiento y el segundo, (ver referencia 13) sembrado en Octubre de 1977 con tres variedades de frijol (Phaseolus vulgaris L.) de distinto hábito de crecimiento localizadas en el campo en 9 posibles combinaciones. Hablaremos independientemente sobre cada uno de estos dos ensayos.

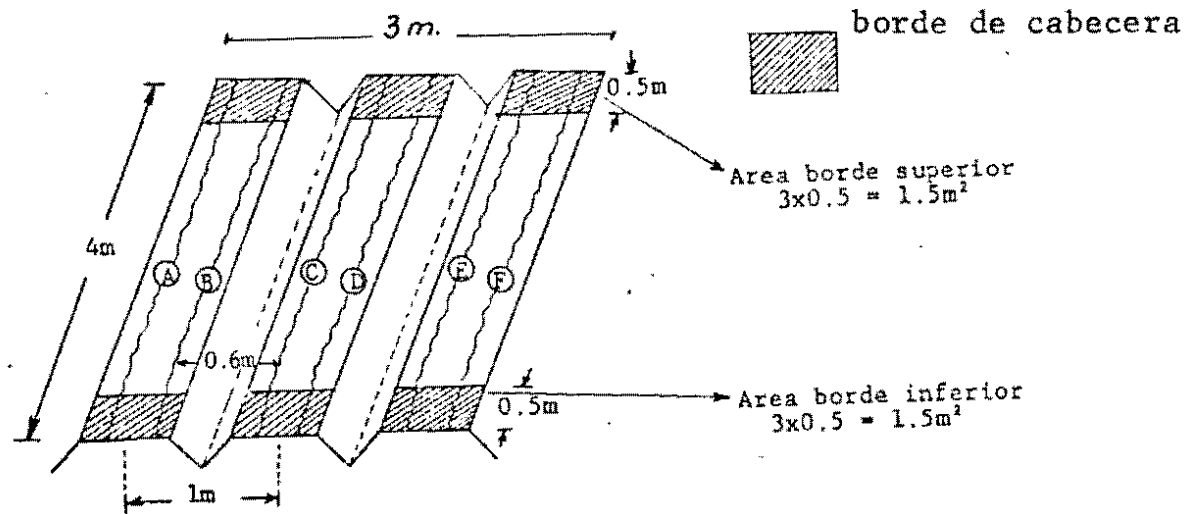


Fig. 5: Esquema de la parcela experimental. Ensayo sobre efecto de bordes en 25 variedades de frijol (Phaseolus vulgaris L.) de igual hábito de crecimiento.

2.3.1. Ensayo sobre efecto de bordes en 25 variedades de igual hábito:(Ver ref. 11)

Se utilizó como diseño experimental el de Látice 5x5 balanceado (6 repeticiones); la unidad experimental fué una parcela de 12 m² de área total, constituida por 6 surcos de 4m de largo (3 camas de 2 surcos cada una y 1m de distancia entre camas), ver figura 5. La cosecha se realizó por surcos, denominados A, B,C,D,E,F, dejando bordes de 0.5m en las cabeceras, los cuales también fueron cosechados.

El objetivo de este ensayo fué medir el efecto de bordes laterales (cosechando y sin cosechar los dos surcos laterales) y bordes de cabecera (cosechando y sin cosechar los 50 cm de bordes de cabecera) sobre el rendimiento de la parcela experimental. Así, de cada parcela se obtuvieron 4 distintos datos de rendimiento. La tabla 3 muestra los rendimientos promedios, desviación estándar (D.E.) y coeficiente de variación para cada tipo de parcela.

Los rendimientos de parcela cosechando y sin cosechar bordes de cabecera (2867.3, 2890.2 Vs. 2524.1, 2551.8 Kg/Ha.), mostraron diferencias estadísticamente significativas (p=5%); no así los rendimientos promedios de parcelas cosechando y sin cosechar bordes laterales (2867.3, 2524.1 Vs. 2890.2, 2551.8 Kg/Ha). En la tabla 4 se muestran los resultados del análisis de varianza efectuado. El efecto de bordes de cabecera es altamente significativo, mientras que los efectos de "bordes laterales" y la inte-

TABLA 3: RENDIMIENTO PROMEDIO DE PARCELAS CON Y SIN BORDES LATERALES Y DE CABECERAS, SOBRE 25 VARIEDADES DE FRIJOL DE IGUAL HABITO DE CRECIMIENTO.

	Area de parcela	Rendimiento Promedio (Kg/Ha)	D.E. Kg/Ha.	C.V. %
- Cosechando bordes laterales y de cabecera	12 m ²	2867.3	211.5	7.4
- Cosechando bordes laterales y excluyendo 50 cm. de bordes de cabecera.	9 m ²	2524.1	217.0	8.6
- Sin cosechar bordes laterales y cosechando bordes de cabecera	8 m ²	2890.2	231.9	8.0
- Sin cosechar bordes laterales y ni bordes de cabecera	6 m ²	2551.8	244.8	9.6

RESULTADOS DEL ANALISIS DE VARIANZA PARA RENDIMIENTO DE PARCELA (Kg/Ha)

TABLA 4: ENSAYO SOBRE EFECTO DE BORDES EN VARIEDADES DE IGUAL HABITO DE CRECIMIENTO

Fuentes de Variación	g.l.	Suma de Cuadrados	Cuadrado Medio	F	Prob. (F)	^{1/}
Repetición	5	10'835736.5	2'167143.3	61.89	0.0001	** ^{2/}
Variedad	24	32'239881.2	1'343328.4	38.36	0.0001	**
Bloque incompleto dentro de repetición	24	17'45 377.6	727290.7	20.77	0.0001	**
Bordes de cabecera	1	17'426493.3	17'426493.3	497.68	0.0001	**
Bordes laterales	1	95684.6	95684.6	2.73	0.0949	N.S.
Variedad x Bordes de cabecera	24	996340.1	41514.2	1.19	0.2486	N.S.
Variedad x Bordes laterales	24	681179.1	28382.5	0.81	0.7252	N.S.
Bordes de cabecera x bordes laterales	1	874.5	874.5	0.02	0.8690	N.S.
Variedad x Bordes de Cabece- ra x Bordes laterales	24	29750.6	1239.6	0.04	0.7300	N.S.
Error	471	16'492411.2	35015.7			
Total	599	96'255728.5				

^{1/} Prob. (F) indica la probabilidad de obtener un valor de F como el obtenido, dado que la hipótesis nula de no significancia del efecto sea cierta.

^{2/} ** El efecto del factor o interacción fué significativo al 1% (Prob(F) < 0.01)
* El efecto del factor o interacción fué significativo al 5% (0.01 < Prob(F) < 0.05)

N.S. El efecto del factor o interacción no se consideró significativo (Prob(F) > 0.05)

racción "bordes de cabecera"x"bordes laterales" no mostraron significancia estadística. La significancia del efecto "bordes de cabecera", se explica porque las plantas de las cabeceras tienen menos competencia por luz y nutrientes debido a la adyacencia a espacios no sembrados. La no significancia del efecto "bordes laterales" se explicó en parte por la uniformidad genética de las variedades probadas y es un indicativo de la no competencia varietal.

Con objeto de ver si el efecto de bordes de cabecera era consistente sobre todas las variedades, se realizaron regresiones de rendimiento de parcelas enteras (Y) vs. rendimiento de parcelas sin bordes de cabecera (X) para parcelas de 4 y 6 surcos (cosechando y sin cosechar surcos laterales). Las ecuaciones obtenidas fueron las siguientes:

Parcelas de 4 surcos: $Y = 337 + X, R^2 = 80.14\%$

Parcelas de 6 surcos: $Y = 267 + 1.03X, R^2 = 82.51\%$

Estos resultados muestran que, aunque el cosechar bordes de cabecera produce un incremento significativo en el rendimiento de la parcela experimental, este efecto es en promedio, consistente sobre las 25 variedades probadas. El estimativo de este incremento fué de 13.3% en parcelas de 4 surcos y de 13.6% en parcelas de 6 surcos.

El ensayo arrojó como conclusión que para el caso de varieda-

des de frijol (Phaseolus vulgaris L.) de igual hábito de crecimiento, no existe efecto de bordes laterales sobre el rendimiento, pero éste se ve incrementado significativamente (en un 13.4% en promedio) al cosechar bordes de cabecera. Sin embargo este incremento fué consistente a través de todas las variedades.

2.3.2. Ensayo sobre efecto de bordes en variedades de distinto hábito de crecimiento

El segundo ensayo efectuado en la granja experimental de CIAT-Palmira (ver referencia 13) fué destinado a medir el efecto de competencia entre variedades de distinto hábito de crecimiento (efecto de bordes laterales) y el efecto de espacios no sembrados (bordes de cabecera), sobre el rendimiento de la parcela experimental.

Se seleccionaron tres variedades de frijol: Diacol Calima de hábito de crecimiento I, Porrillo sintético de hábito de crecimiento II y Puebla-152 de hábito de crecimiento III, con colores de grano rojo, negro y café respectivamente y se agruparon en nueve (9) distintos casos de competencia,

1.	I	I	I	4.	I	II	I	7.	I	III	I
2.	II	I	II	5.	II	II	II	8.	II	III	II
3.	III	I	III	6.	III	II	III	9.	III	III	III

cada uno de los cuales constituía una parcela experimental. De esta manera, cada una de las 3 variedades se veía afectada por competencia de ella misma y de las otras dos.

Se utilizó una parcela experimental de 20m² (4mx5m), constituida por diez (10) surcos de 4m de largo (5 camas de 2 surcos cada una) y 1m de distancia entre camas. Los seis (6) surcos centrales fueron ocupados por la variedad central en el arreglo y los dos (2) surcos restantes a cada lado fueron ocupados por la variedad vecina correspondiente. La cosecha se realizó por surcos, únicamente sobre los seis (6) surcos centrales de parcelas, denominados C,D,E,F,G y H, correspondientes a la variedad sobre la cual se deseaba medir el efecto de bordes laterales y de cabecera (ver figura 6). El diseño experimental utilizado fue el de Bloques Completos al Azar con 4 bloques y 9 parcelas por bloque y ocupó un área total de 1024 m².

De cada una de las 9 parcelas experimentales se obtuvieron 12 datos de rendimiento correspondientes a las combinaciones de 3 niveles de "borde lateral" (0=sin dejar bordes; 1=dejando 1 surco de borde a cada lado; 2=dejando 2 surcos de borde a cada lado) por 4 niveles de "borde de cabecera" (0=sin dejar borde; 1=dejando 25cm; 2=dejando 50cm; 3=dejando 75cm.). Así, el número total de datos de rendimiento por replicación fué de 108 y 432 sobre las cuatro replicaciones.

Se realizó un análisis de varianza sobre esos datos de rendimiento de parcela (en Ton/ha y a 4% de humedad) tendiente a medir los efectos de "bordes laterales" o competencia varietal, de "bordes de cabecera" y de la interacción "borde lateral x "bordes de cabecera", cuyo resultado se muestra en la tabla 5. En ella

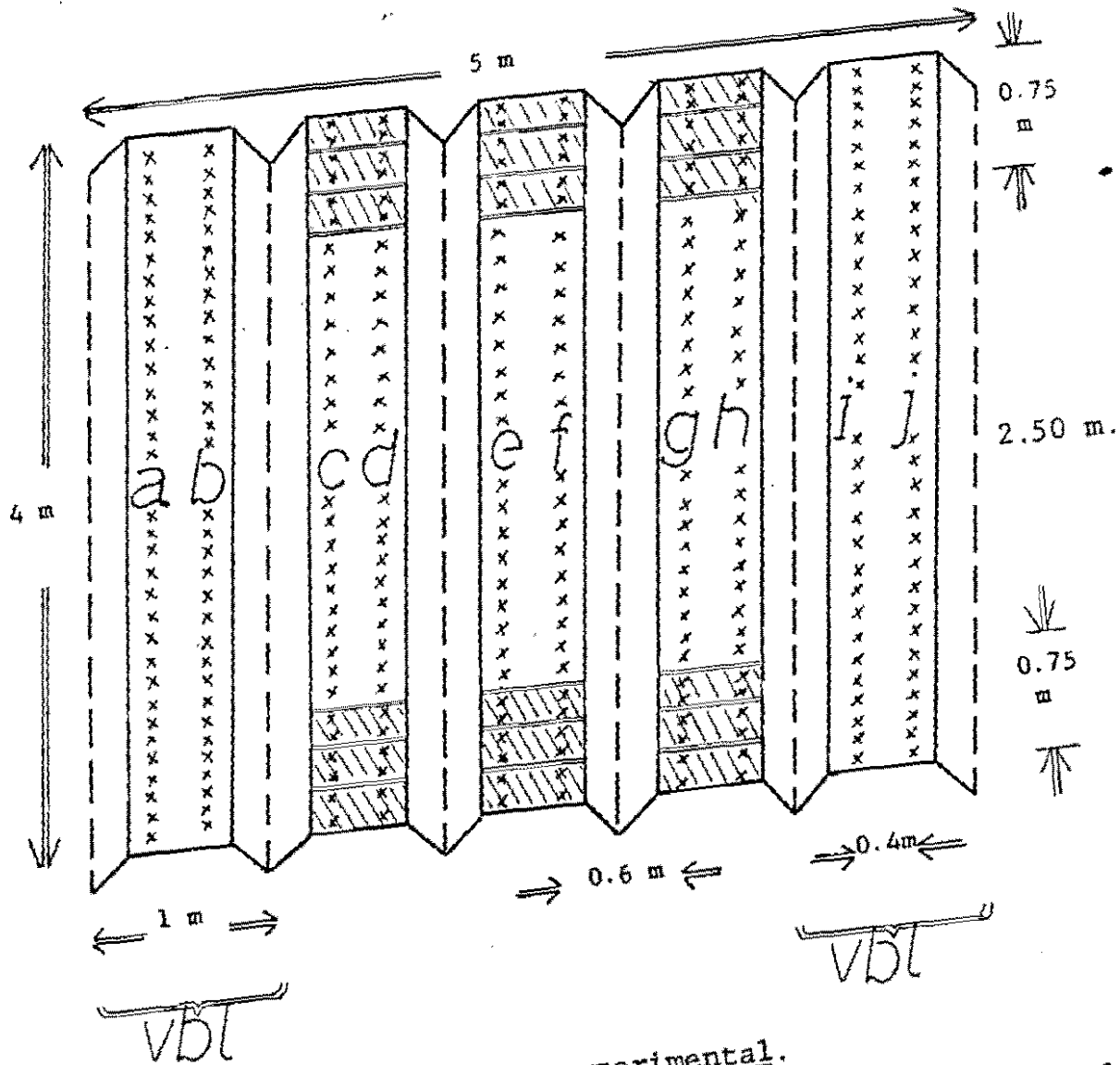


Fig. 6: Esquema de la parcela experimental.
Ensayo sobre efecto de bordes en variedades de frijol

de distinto hábito de crecimiento.

Area de Borde Superior total = $3 \times 0.75 = 2,25 \text{ m}^2$

Area Central de la Parcela = $3 \times 2,50 = 7,50 \text{ m}^2$

Area de Borde Inferior total = $3 \times 0,75 = 2,25 \text{ m}^2$

Area Total Bordos Laterales = $2(1 \times 4) = 8.00 \text{ m}^2$

VBL = Bordos Laterales.

TABLA 5: RESULTADOS DEL ANALISIS DE VARIANZA PARA RENDIMIENTO DE PARCELA (en Ton/Ha).
 ENSAYO SOBRE EFECTO DE BORDES EN VARIEDADES DE DISTINTO HABITO DE CRECIMIENTO

Fuentes de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	F	Prob F
Repetición	3	7.999	2.666	2.84	
Competencia	8	50.024	6.253	6.66**	
Error A (Rep x Casos de competencia)	24	22.536	0.939		
Tratamientos	11	5.479	0.498		
Borde lateral	2	0.074	0.037	2.48	
Borde de cabecera	3	5.394	1.798	119.87**	
Borde lateral x Borde de cabecera	6	0.011	0.002	0.13NS	
Competencia x tratamientos	88	2.732	0.031		
Competencia x borde lateral	16	1.328	0.083	5.53**	
Competencia x borde de cabecera	24	1.230	0.051	3.40**	
Competencia x borde lateral x borde de cabecera	48	0.174	0.003	0.20NS	
Error B	297	4.408	0.015		
Total	431	93.178			

* El efecto fué significativo a un nivel $\alpha = 5\%$ ($0.01 \leq p \leq 0.05$)

** El efecto fué significativo a un nivel $\alpha = 1\%$ ($p \leq 0.01$)

se puede apreciar que el efecto de bordes de cabecera es altamente significativo sobre el rendimiento de parcela; el de bordes laterales no es significativo y que no hay interacción borde lateral x borde de cabecera. El análisis detecta además una diferencia altamente significativa para "competencia". Analizaremos en detalle cada uno de estos efectos:

- Competencia: Al comparar los promedios usando la prueba de Duncan se observa que la diferencia entre los nueve casos de competencia está explicada principalmente por un efecto varietal (ver tabla 6), siendo las variedades más rendidoras las de hábitos 3 y 2, cuyos rendimientos son significativamente superiores a los de la variedad de hábito 1. Los rendimientos en la tabla 6 muestran un patrón de competencia definido. La variedad de hábito 1 se ve afectada en su rendimiento cuando está rodeada por variedades de hábito 2 y 3; esto se deduce del hecho de que el rendimiento promedio de la combinación 1.1.1. (2.142 Ton/Ha) es substancialmente menos que los rendimientos promedios correspondientes a las combinaciones 3.1.3 y 2.1.2 (1.953 y 1.846 Ton/Ha respectivamente). Las variedades de hábitos 2 y 3 no se ven afectadas en su rendimiento al estar rodeadas de variedades de hábito diferente al suyo.

La figura 7 muestra el rendimiento promedio de las variedades bajo los 9 distintos casos de competencia dejando 0, 2 y 4 bordes laterales. Además de mostrar la existencia de la interac-

TABLA 6: RENDIMIENTO PROMEDIO DE LAS TRES VARIEDADES (TON/HA)
BAJO LOS DISTINTOS CASOS DE COMPETENCIA. RESULTADO DE
LA PRUEBA DE DUNCAN^{1/}

Casos de Competencia	Rendimiento Promedio (Ton/Ha)	Diferencia (Kg/ha)
1.3.1	2.804 A	11
3.3.3	2.793 A	76
2.3.2	2.717 A	156
3.2.3	2.561 A	5
1.2.1	2.556 A	67
2.2.2	2.489 A B	347
1.1.1	2.142 B C	189
3.1.3	1.953 C	107
2.1.2	1.846 C	

^{1/}
Promedios con la misma Letra, indican que la diferencia entre ellos no es estadísticamente significativa, con una confiabilidad de 95%.

ción competencia x borde lateral, el efecto depresivo que las variedades de hábito 2 y 3 ejercen sobre la variedad de hábito 1.

- Bordes de cabecera: El efecto de bordes de cabecera fué altamente significativo sobre el rendimiento. Las parcelas en las cuales no se dejaron bordes de cabecera rindieron en promedio 2.616 Ton/Ha, siendo este rendimiento significativamente superior al obtenido en aquellas en las que se dejaron 25, 50 y 75 cm de borde (2.410, 2.340 y 2.348 ton/ha respectivamente), no detectándose diferencias significativas entre estos tres últimos rendimientos. La figura 8 muestra el rendimiento promedio de parcelas bajo los 4 niveles de borde de cabecera, con 0, 2 y 4 surcos de borde lateral respectivamente. En ella se observa que el rendimiento disminuye a medida que se incrementa el área de bordes de cabecera, tendiendo a estabilizarse a partir de los 50 cms. De esta información se concluye que tomando como base una parcela con 50 cm de bordes de cabecera, el rendimiento se incrementa en un 3% en promedio al dejar 25 cm de borde, y en un 11.8% cuando no se dejan bordes.
- Bordes laterales: Los rendimientos promedios para parcelas con 0, 2 y 4 surcos de borde lateral, que fueron respectivamente de 2,41 y 2,44 y 2,44 Ton/Ha no mostraron diferencias significativas. Este resultado puede deberse a que el decremento

RENDIMIENTO PROMEDIO EN TONS./Ha.

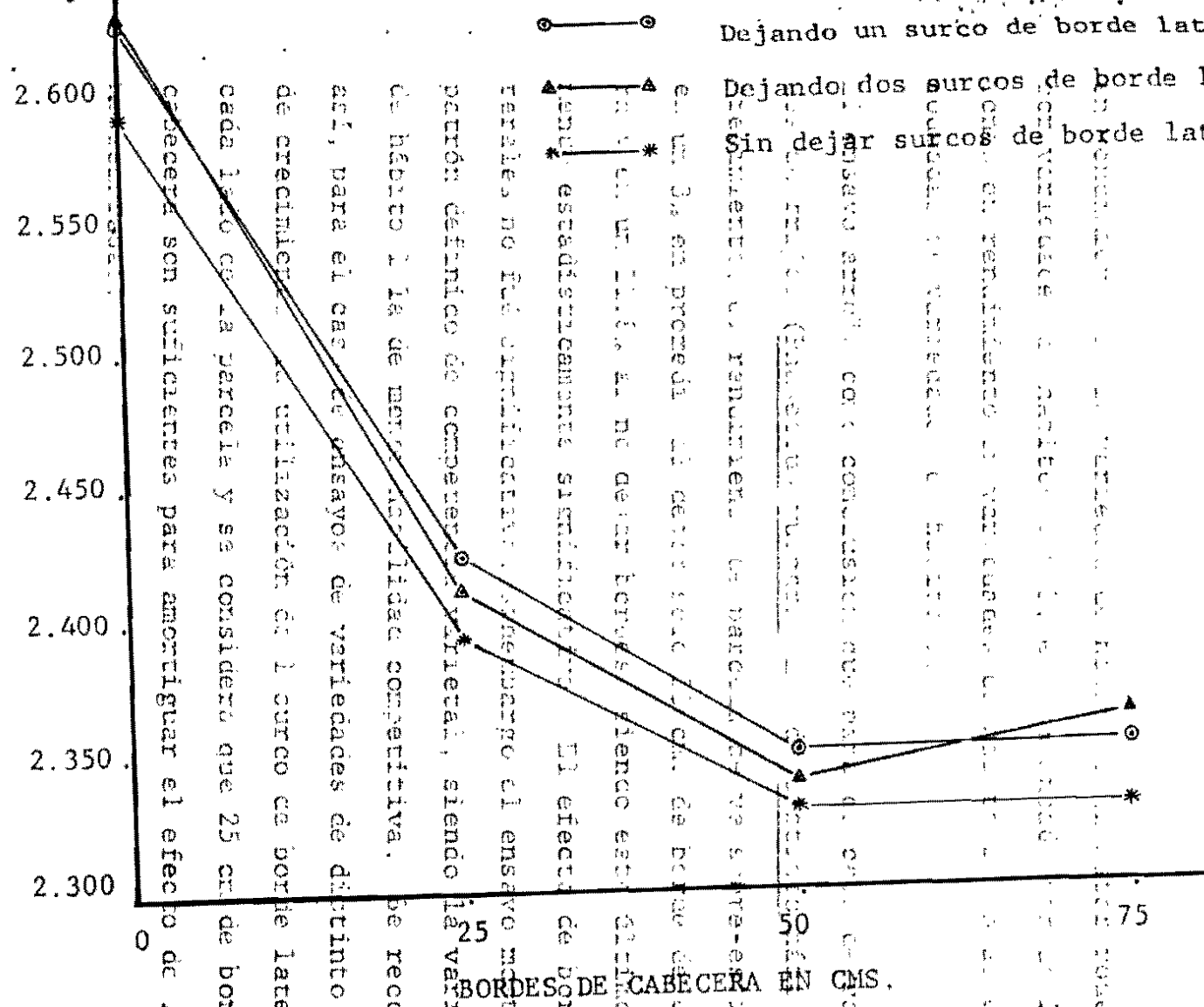


Fig. 8: Efecto de bordes de cabeceza sobre el rendimiento de parcelas con dos, 1 y 0 surcos de borde lateral.

Ensayo sobre efecto de bordes en variedades de distinto hábito.

en rendimiento de la variedad de hábito 1 al estar rodeada por variedades de hábitos 2 y 3, es compensado por un incremento en rendimiento en variedades de hábito 2 y 3 al estar rodeadas de variedades de hábito 1.

El ensayo arrojó como conclusión que para el caso de variedades de frijol (Phaseolus vulgaris L.) de distinto hábito de crecimiento, el rendimiento de parcela se ve sobre-estimado en un 3% en promedio al dejar solo 25 cm. de borde de cabecera y en un 11.8% al no dejar bordes, siendo este último incremento estadísticamente significativo. El efecto de bordes laterales no fué significativo; sinembargo el ensayo mostró un patrón definido de competencia varietal, siendo la variedad de hábito 1 la de menor habilidad competitiva. Se recomienda así, para el caso de ensayos de variedades de distinto hábito de crecimiento, la utilización de 1 surco de borde lateral a cada lado de la parcela y se considera que 25 cm de borde de cabecera son suficientes para amortiguar el efecto de las áreas no sembradas.

NOCIONES BASICAS SOBRE EL DISEÑO EXPERIMENTAL

3.1. Definiciones:

Empezaremos definiendo ciertos términos que son básicos en este tema:

Experimento. Es el proceso mediante el cual, a través de observaciones planificadas, se pretende comprobar o denegar algún hecho. Este hecho constituye la hipótesis que el experimentador desea probar. Los experimentos pueden ser determinísticos o aleatorios. Un experimento determinístico es aquel cuyo resultado no está sujeto a variaciones no controlables por el experimentador, tal es el caso de los experimentos físicos. Un experimento aleatorio es aquel cuyo resultado si está sujeto a variaciones no controlables por el experimentador, como por ejemplo los experimentos biológicos.

Unidad Experimental. Es la unidad mínima a la cual se aplica un tratamiento dado. En experimentos agrícolas una unidad experimental puede ser una sola hoja, una planta o una parcela de terreno que contenga varias plantas, dependiendo de la naturaleza del experimento. Asimismo en experimentación animal, una unidad puede ser una región del cuerpo del animal, un animal o un grupo de animales.

Variable: Es una característica medible de una unidad experimental. Una variable puede ser discreta o continua; es discreta

cuando solo toma valores específicos, por ejemplo: número de hojas infectadas por roya en una planta de frijol; y es continua cuando puede tomar cualquier valor en cierto rango, por ejemplo: rendimiento de grano por planta (en gramos).

Tratamiento: Es un conjunto de condiciones controladas por el experimentador bajo las cuales se observa el comportamiento de la unidad experimental. Por ejemplo, con miras a controlar el "lorito verde" (Empoasca kraemeri) el experimentador observa el rendimiento de una variedad de frijol bajo cuatro condiciones: sin aplicación de insecticida (testigo), con aplicación de insecticida hasta la floración, con aplicación de insecticida después de la floración y con aplicación durante todo el ciclo de la planta. Cada una de éstas cuatro condiciones representa un tratamiento.

Factor: Es aquello que introduce variación en la respuesta de las unidades experimentales. Se puede hablar de dos tipos de factores: aquellos controlables por el experimentador, como por ejemplo "insecticida", que en el caso de nuestro ejemplo anterior contaba con cuatro niveles; y no controlables por el experimentador, como por ejemplo las condiciones ambientales, el ataque diferencial de plagas, etc. Las variaciones debidas a factores no controlables por el experimentador constituyen el error experimental. En este texto se denominará factor experimental a los fac-

tores controlables por el experimentador.

Diseño experimental. Es el conjunto de reglas que indican como asignar los tratamientos a las unidades experimentales. Un diseño adecuado permite efectuar comparaciones válidas entre tratamientos y controlar la principal fuente de variación que presentan los experimentos de campo: la heterogeneidad del suelo. El propósito del diseño experimental es garantizar al experimentador la obtención de datos relevantes a su hipótesis en una forma tan económica como sea posible.

3.2. Requerimientos para un diseño experimental válido:

Sir Ronald Fisher se considera el padre del diseño experimental. El dominó su historia entre la primera y segunda guerras mundiales (1918-1939). Estuvo inicialmente encargado de la Estación Experimental Agrícola de Rothamsted, cerca de Londres; en 1933 sucedió a Karl Pearson como catedrático en la Universidad de Londres, y más tarde fue profesor en la Universidad de Cambridge. Fué el quién introdujo el análisis de varianza. Escribió dos libros sobre el diseño experimental: "Métodos estadísticos para Investigadores" en 1925 y "El Diseño de experimentos" en 1931 en unión con el Dr. F. Yates. En sus libros, Fisher establece los principios fundamentales para un diseño experimental válido, a saber:

- Aleatorización en la aplicación de los tratamientos

- Adecuado número de replicaciones
- Máximo control del error experimental

La aleatorización o asignación al azar de los tratamientos, evita la introducción del error sistemático en el experimento. Un agrónomo que esté comparando dos variedades de frijol, no puede asignar una de las variedades en toda el área fértil y la otra variedad en el área menos fértil, debido a que sería imposible decidir si las diferencias detectadas en rendimiento se deben a un efecto varietal o a la fertilidad del suelo.

Fisher en 1947 demostró que la aplicación al azar de los tratamientos es una base adecuada para obtener pruebas de significancia e intervalos de confianza.

Cuando un tratamiento aparece más de una vez en un experimento se dice que está replicado; las funciones de la replicación son:

- Proveer de un estimador del error experimental
- Mejorar la precisión de un experimento por la reducción de la desviación estándar de las medias de tratamiento.
- Incrementar el alcance de las inferencias del experimento.

El error experimental se minimiza mediante un máximo control de fuentes de variación externas al experimento tales como la heterogeneidad del suelo, la aplicación de riego, insecticidas, fertilizantes, fungicidas, la forma de siembra, la selección de semilla, etc. Una aplicación uniforme del riego o del fungicida

contribuye a minimizar posibles variaciones en los resultados; asimismo la utilización de semilla cuidadosamente seleccionada evita una alta variabilidad entre las respuestas de las diferentes unidades experimentales.

En general, el experimentador que pone en práctica la utilización de estos tres principios - aleatorización, replicación y control del error experimental - habrá minimizado la probabilidad de cometer error de tipo II, no rechazar una hipótesis falsa.

DISEÑOS EXPERIMENTALES TRADICIONALMENTE UTILIZADOS EN EXPERIMENTACION CON FRIJOL

A través de nuestra experiencia en consultas sobre experimentos realizados por el Programa de Frijol del CIAT hemos observado que los diseños más comunmente utilizados son:

- Completamente al azar (con un solo factor ó con un arreglo factorial)
- Bloques completos al azar (con un solo factor o con un arreglo factorial)
- Látice
- Parcelas Divididas y Sub-divididas
- Franjas Divididas y Sub-divididas

Diseños sistemáticos basados en plantas individuales tales como el Diseño Abanico, el de Surcos Paralelos o el de Anillos Hexagonales, los cuales se han utilizado en experimentación con otros cultivos, no son recomendables en frijol. Esto se debe a que es muy probable obtener datos faltantes provenientes de plantas que no germinaron, que fueron atacadas por alguna plaga o volcadas por el viento. Se realizó un ensayo del Diseño de Anillos Hexagonales en frijol (Phaseolus vulgaris L.) en el primer semestre de 1976, pero el resultado no fue satisfactorio debido a las dificultades antes mencionadas. Presentaremos sinembargo, en la sección 5 de este manual, una breve discusión sobre los diseños

sistemáticos de Abanico y de Surcos Paralelos.

Consideraremos solamente el caso de diseños balanceados, es decir aquellos en los cuales cada tratamiento se aplica a igual número de unidades experimentales. Hablaremos de cada tipo de diseño mediante ejemplos. Expondremos primero las características generales del diseño, el modelo matemático que lo sustenta, las hipótesis que el experimentador desea probar y en algunos casos, un ejemplo numérico con su respectivo análisis.

Deseamos dejar en claro cuándo se pueden utilizar los diferentes diseños y cuáles son las diferencias básicas entre ellos.

4.1. Diseño Completamente al Azar:

4.1.1. Características generales:

- Se usa cuando las unidades experimentales son homogéneas
- Con él se puede probar cualquier número de tratamientos (ya sean niveles de un solo factor o combinaciones de niveles de varios factores)
- Los tratamientos se aplican a las unidades experimentales al azar.
- Cualquier número de repeticiones por tratamiento es posible.

4.1.2. Análisis estadístico:

Sea Y la variable que se va a medir en las distintas unidades experimentales y Y_{ij} el valor observado en la parcela j -ésima

que recibe el tratamiento j . Entonces Y_{ij} se puede expresar así:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + e_{ij}$$

, $i=1,2,\dots,t$ = número de tratamientos

$j=1,2,\dots,r$ = número de repeticiones de cada tratamiento

Error experimental en la celda (i,j)

efecto del tratamiento i

media global

características bajo estudio observada en la parcela j y donde se aplicó el tratamiento i .

Supuestos del modelo: $e_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$; $\sum_{i=1}^t \tau_i = 0$.

Consideraciones generales:

i) Si $\bar{Y}_{..} = \left(\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r Y_{ij} \right) / (rt)$, (media general), y

$\bar{Y}_{i.} = \left(\sum_{j=1}^r Y_{ij} \right) / r$, (media del tratamiento i)

entonces $\bar{Y}_{..}$ es un estimador de μ ,

$\bar{Y}_{i.}$ es un estimador de $\mu + \tau_i$

ii) La suma de cuadrados de las desviaciones respecto a $\bar{Y}_{..}$, denominada suma de cuadrados total (SCT) puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2$$

La primera suma del segundo miembro es un indicador de las di-

ferencias entre medias de tratamientos, y la segunda es un indicador de la variabilidad de las observaciones respecto a la correspondiente media de tratamiento. Por tal motivo ellas se denominan "suma de cuadrados debido a tratamientos" (SCTR) y "suma de cuadrados del error" (SCE), respectivamente.

- iii) Para hacer comparables estos indicadores se introducen los denominados "grados de libertad" (g.l.). El cociente de una suma de cuadrados por su correspondiente número de grados de libertad es denominado "cuadrado medio" del efecto bajo consideración. Los grados de libertad asociados con SCT, SCTR y SCE son, respectivamente, $rt-1$, $t-1$ y $(r-1)t$.
- iv) La hipótesis nula es aquella que el investigador desea rechazar. En el diseño completamente al azar la hipótesis nula es $H_0: \tau_i = 0$, para todo i ; indica que no existe efecto de los tratamientos sobre la variable a observar Y , lo que es equivalente a decir que no hay diferencia entre las medias de tratamiento.

Si la hipótesis H_0 es verdadera, es decir, si no hay diferencia entre medias de tratamientos, entonces CMTR y CME tienden a ser iguales y en consecuencia el cociente CMTR/CME tiende a ser aproximadamente igual a uno (1). Si por el contrario, H_0 es falsa, entonces CMTR tiende a ser mayor que CME y en consecuencia el cociente CMTR/CME tiende a ser mayor que uno. Por lo tanto valores de CMTR/CME cercanos a uno (1) sugieren

la aceptación de H_0 , mientras que valores mucho mayores a uno (1) sugieren su rechazo.

- v) Queda por decidir cuan "grande" debe ser $CMTR/CME$ para poder concluir, con cierto grado de confianza, que las diferencias observadas entre medias de tratamientos son debidas a diferencias reales entre los tratamientos y no al azar. La regla es la siguiente: La hipótesis H_0 es rechazada al nivel de significancia α si y sólo si:

$$F_{OBS.} = \frac{CMTR}{CME} > F_{t-1, (r-1)}, \text{ (valor encontrados en la "tabla de F" para } (t-1)(r-1) \text{ grados de libertad)}$$

- vi) Todo el procedimiento anterior puede condensarse en la llamada tabla de ANOVA^{1/}, que indica cuáles son los factores que causan variación sobre la variable Y (Fuentes de Variación) con los grados de libertad (g.l.), suma de cuadrados (S.C.) cuadrado medio (CM) y valor observado de F (F_{OBS}) asociados con cada uno de ellos.

Fuentes de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	F_{OBS}
Tratamiento	t-1	$\frac{1}{r} \sum Y_i^2 - \frac{Y^2}{rt}$	TR	CMTR/CME
Error	t(r-1)	SCT - SCTR	CME	
Total (corregido por la media global)	tr-1	$\sum \sum Y_{ij}^2 - \frac{Y^2}{rt}$		

^{1/} Análisis de Varianza

siendo $Y_{i.}$ = Total para el tratamiento i

$Y_{..}$ = Gran total

4.1.3. Ejemplo Numérico: Diseño Completamente al Azar con un solo factor

Se desea comparar el rendimiento de $t=5$ variedades de frijol. Por experiencias anteriores se conoce que el terreno disponible es homogéneo. Además, siguiendo las recomendaciones sobre tamaño de parcela se disponen de 30 parcelas. Entonces, podemos utilizar $r=6$ repeticiones para cada variedad.

El siguiente paso es asignar las variedades a las parcelas en forma completamente al azar. La figura 1 muestra una forma de asignación de las variedades a las unidades experimentales (parcelas):

V_1	V_5	V_3	V_2	V_5	V_4	V_3	V_1	V_4	V_2
V_2	V_3	V_2	V_5	V_4	V_5	V_1	V_2	V_4	V_3
V_4	V_1	V_5	V_3	V_1	V_2	V_4	V_5	V_3	V_1

Fig. 1: Esquema de la disposición de tratamientos en un diseño completamente al azar con un solo factor: "Variedad"

Supongamos que los siguientes fueron los rendimientos observados en gramos por m².

Variedad							Total(Y _{i.})	Promedio($\bar{Y}_i.$)
1	88	129	117	312	220	99	965	161
2	235	263	216	156	244	233	1347	224
3	412	225	218	463	156	226	1700	283
4	284	484	164	445	388	436	2201	367
5	674	332	595	498	571	366	3036	506
							Gran total (Y _{..})=9249	Promedio general (Y _{..}) = 308.3

Los cálculos básicos para obtener la tabla del ANOVA son:

$$SCTR = [(965^2+1347^2+1700^2+2201^2+3036^2)/6] - [9249^2/30] = 431421$$

$$SCT = [88^2+129^2+\dots+571^2+366^2] - [9249^2/30] = 716036$$

obteniendo así los siguientes valores numéricos:

F. V.	g.l.	S.C.	C.M.	F.OBS.	F _{4,25} (.01)
Variedades	4	431421	107855.3	9.474	4.18
Error	25	284615	11384.6		
Total	29	716036			

Puesto que $F_{OBS} > F_{4,25}(.01)$, a $\alpha=.01$, sí podemos rechazar la hipótesis nula de que todas las variedades rinden igual; es decir, podemos concluir que la diferencia existente entre los rendimientos promedio de las variedades es estadísticamente significativa, con un margen de confiabilidad del 99%.

4.1.4. Utilización del diseño:

Dado que la naturaleza del diseño exige homogeneidad entre unidades experimentales, el Diseño Completamente al Azar se utiliza generalmente en ensayos de invernadero o en ensayos de laboratorio en los cuales la unidad experimental está representada por un pote o por una caja de Petri respectivamente.

4.2. Diseño en Bloques Completos al Azar:

4.2.1. Características generales:

- Se utiliza cuando el material experimental no es homogéneo y es posible estratificarlo en subgrupos más o menos homogéneos. Por ejemplo, si el terreno presenta una gradiente conocida en una sola dirección, es posible dividirlo en "bloques" dispuestos en forma perpendicular a la gradiente tan homogéneos como sea posible. La gradiente en cuestión puede ser de fertilidad, de acidez o declive del terreno en una dirección definida.
- Cada bloque debe contener todos los tratamientos. El número de tratamientos debe ser relativamente pequeño (menor de 12 según Kempthorne; cuando el número de tratamientos es mayor se aconseja usar diseños en Látice). Los tratamientos pueden corresponder a distintos niveles de un factor o a combinaciones de niveles de varios factores.

- La asignación de los tratamientos se hace al azar sobre las unidades experimentales de un mismo bloque. Se debe hacer una aleatorización diferente para cada bloque.
- Permite usar cualquier número de bloques.
- Para que este diseño sea más eficiente que el diseño completamente al azar, se requiere que la variación entre bloques sea lo más grande posible y que la variación dentro de bloque sea mínima. Además, para que las pruebas de significancia sean válidas es necesario que no exista interacción tratamiento x bloque.

4.2.2. Análisis estadístico:

Modelo Matemático:

Sea $Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + e_{ij}$, $i = 1, 2, \dots, t$
 $j = 1, 2, \dots, b$

↑ error experimental en la celda (i,j)
 ↑ efecto del bloque j
 ↑ efecto del tratamiento i
 ↑ media global

↑ respuesta observada en la celda (i,j)

Supuestos del modelo: $e_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$; $\sum_{i=1}^t \tau_i = 0 = \sum_{j=1}^b \beta_j$

Consideraciones generales:

i) Si $\bar{Y}_{..} = \left(\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^b Y_{ij} \right) / (bt)$ (media global),

$$\bar{Y}_{i.} = \left(\sum_{j=1}^b Y_{ij} \right) / b, \quad (\text{media del tratamiento } i)$$

$$\text{y } \bar{Y}_{.j} = \left(\sum Y_{ij} \right) / t, \quad (\text{media del bloque } j)$$

entonces $\bar{Y}_{..}$ es un estimador de μ

$$\bar{Y}_{i.} \text{ es un estimador de } \mu + \tau_i$$

$$\text{y } \bar{Y}_{.j} \text{ es un estimador de } \mu + \beta_j$$

ii) La suma total de cuadrados de las desviaciones con respecto a $\bar{Y}_{..}$ (SCT) puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum \sum (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum \sum (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2$$

Las sumas de cuadrados del segundo miembro son denominadas S.C. debida a tratamientos (SCTR), S.C. debida a bloques (SCBL) y S.C. del error (SCE) respectivamente. Los grados de libertad asociados con SCT, SCTR, SCBL y SCE son $bt-1$, $t-1$, $b-1$ y $(b-1)(t-1)$, respectivamente. Como en el caso del diseño completamente al azar, el cociente de una S.C. por el correspondiente número de g.l. es denominado cuadrado medio del tal efecto. Así mismo, CME es un estimador de σ^2 . Sin embargo, el CME del modelo de B.C.A. no es el mismo que el del diseño completamente al azar. De hecho, si el bloqueo es efectivo, $CME_{BCA} \ll CME_{CA}$. Esto es justamente el objetivo del bloqueo; aumentar la precisión de las comparaciones extrayendo de la variabilidad del diseño completamente al azar, aquella variabilidad debida a la no homogeneidad del terreno expresada me-

diante las diferencias entre bloques.

iii) En el diseño de BCA es posible probar independientemente las dos siguientes hipótesis nulas:

$H_0 : \tau_i = 0$ para todo i (no hay diferencia entre tratamientos)
y $H_0 : \beta_j = 0$ para todo j (no hay diferencia entre bloques)

Por razones similares a las expuestas para el caso del diseño completamente al azar las reglas de decisión para los pares de hipótesis anteriores son:

- Rechazar la hipótesis $\tau_i=0$, si $F_{OBS} = \frac{CMTR}{CME} > F_{t-1, (b-1)(t-1)}$
- Rechazar la hipótesis $\beta_j=0$, si $F_{OBS} = \frac{CMBL}{CME} > F_{b-1, (b-1)(t-1)}$

iv) La tabla del ANOVA es la siguiente:

Fuente de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	F _{OBS.}
Tratamientos	t-1	$\frac{1}{b} \sum_i Y_{i.}^2 - Y^2_{..}$	CMTR	CMTR/CME
Bloques	b-1	$\frac{1}{t} \sum_j Y_{.j}^2 - Y^2_{..}$	CMBL	CMBL/CME
Error	(t-1)(b-1)	SCT-SCTR-SCBL	CME	
Total	tb-1	$\sum \sum Y_{ij}^2 - \frac{1}{bt} Y^2_{..}$		

Siendo $Y_{..}$ = Gran total

$Y_{i.}$ = Total del tratamiento i

$Y_{.j}$ = Total del bloque j

4.2.3. Ejemplo numérico No. 1: Diseño en Bloques Completos al Azar con un solo factor

Consideremos el ejemplo anterior en el cual se desea comparar el rendimiento de $t=5$ variedades de frijol pero supongamos que el terreno no es homogéneo pues existe una gradiente definida de fertilidad en el terreno. Esto permite agrupar las 30 parcelas disponibles en $b=6$ bloques de 5 parcelas cada uno, de tal manera que parcelas de un mismo bloque sean mas o menos igualmente fértiles.

El siguiente paso es asignar al azar las variedades a las parcelas de cada bloque. Debe usarse una aleatorización diferente para cada bloque. La figura 2 muestra una forma de asignación de las variedades a las unidades experimentales (parcela)

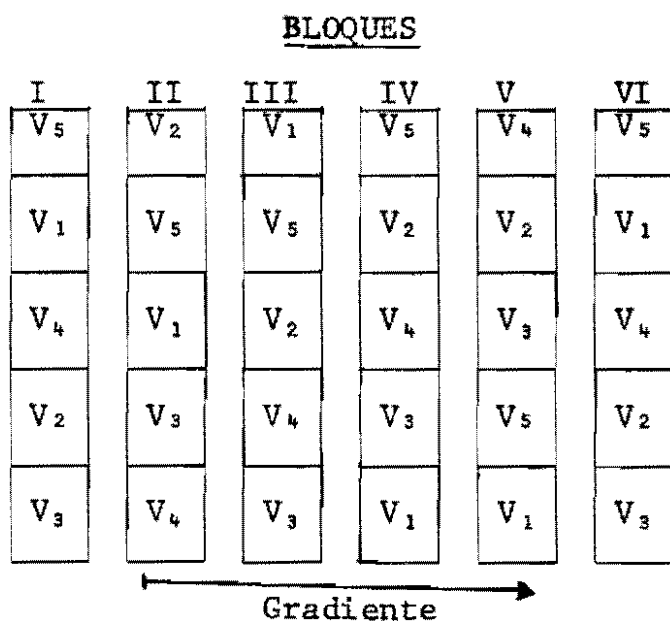


Fig. 2: Esquema de la disposición de tratamientos en un diseño en Bloques Completos al Azar con un solo factor "Variedad"

Supongamos que los rendimientos en gramos por m² fueron:

Variedad	I	II	III	IV	V	VI	Total (Y _{i.})	Promedio (ȳ _{i.})
1	88	129	117	312	220	99	965	161
2	235	263	216	156	244	233	1347	224
3	412	225	218	463	156	236	1700	283
4	284	484	164	445	388	436	2201	367
5	674	332	595	498	571	366	3036	506
Total (Y _{.j})	1693	1433	1310	1874	1579	1360	Y _{..} =9249	ȳ _{..} =308.3
Promedio (ȳ _{.j})	338.6	286.6	262.0	374.8	315.8	272.0	(Gran total)	(Promedio general)

Ahora, calculemos las diferentes sumas de cuadrados:

$$SCTR = (965^2 + 1347^2 + 1700^2 + 2201^2 + 3036^2) / 6 - 9249^2 / 30 = 431421.8$$

$$SCBL = (1693^2 + 1433^2 + 1310^2 + 1874^2 + 1579^2 + 1360^2) / 5 - 9249^2 / 30 = 46644.3$$

$$SCT = 88^2 + 129^2 + \dots + 571^2 + 366^2 - 9249^2 / 30 = 716036.3$$

$$SCE = 716036.3 - 431421.8 - 46644.3 = 237970.2$$

Así, obtendremos los siguientes valores para la tabla del ANOVA:

F.V.	g.l.	S.C.	C.M.	F _{OBS.}	F _{Tabla (1%)}
Variedades	4	431421.8	107855.5	9.065	4.18
Bloques	5	46644.3	9328.9	0.784	9.55
Error	20	237970.2	11898.5		
Total	29	716036.2			

Como $9.065 > 4.18$, rechazamos la hipótesis $H_0: \tau_i = 0$, es decir acep-

tamos que si hay diferencia entre los rendimientos promedio de las variedades. Sin embargo, como $0.784 < 9.55$, aceptamos la hipótesis $H_0: \beta_j = 0$, que expresa que no hay diferencia entre los rendimientos promedio de los bloques. Es claro entonces que en este caso el bloqueo no fue efectivo.

4.2.4. Ejemplo numérico No. 2: Diseño en Bloques Completos al Azar con estructura factorial

Se desea comparar el efecto de 3 niveles de Nitrógeno (0.100 y 200 Kg/Ha) sobre la producción de dos variedades de frijol. La variedad Jamapa y la Guali. Se desea también ver si existe interacción variedad x nitrógeno, es decir si las dos variedades responden de igual forma al nitrógeno. Se dispone de un terreno con una gradiente de fertilidad definida, lo cual sugiere la división del terreno en bloques. La figura 3 muestra la disposición de los tratamientos (combinaciones de variedad x nivel de nitrógeno) sobre los bloques.

BLOQUES

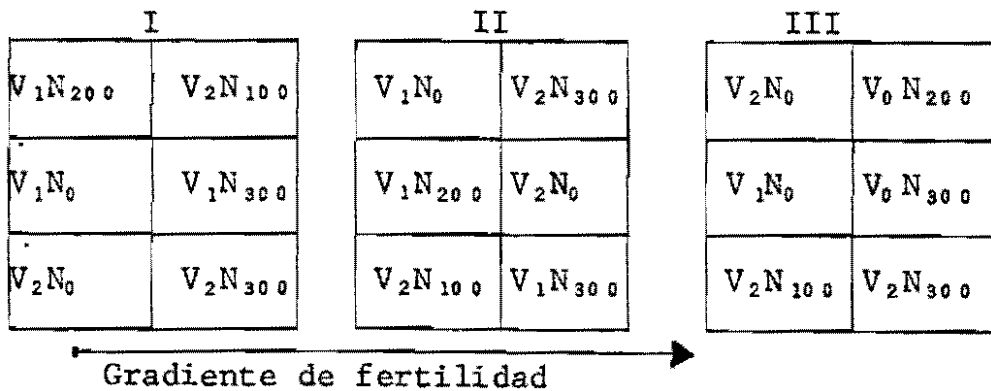


Fig. 3: Esquema de la disposición de tratamientos en un diseño en bloques al azar, con dos factores: Variedad (V) y Nivel de nitrógeno (N).

Supongamos que los rendimientos observados (Kg/Ha) fueron los siguientes:

		Bloque I	Bloque II	Bloque III	Total	Media
JAMAPA	N ₀	2450	2200	2250	6900	2300
	N ₁₀₀	3400	2900	2700	9000	3000
	N ₂₀₀	3200	3000	2800	9000	3000
				24.900		
GUALI	N ₀	2500	2350	2350	7200	2400
	N ₁₀₀	3000	2800	2600	8400	2800
	N ₂₀₀	2700	2500	2600	7800	2600
				23.400		
		17.250	15.750	15300	48.300	

El cálculo de las sumas de cuadrados debidas a bloques, tratamientos, error y total se hace igual que en el ejemplo anterior. La diferencia en este caso, es que la SC de tratamientos se puede descomponer en tres sumas de cuadrados: SC debida a variedad, (SC_{VAR}) SC debida a Nitrógeno (SC_N) y SC debida a la interacción variedad x nitrógeno (SC_{VARxN}) que se calculan según las siguientes fórmulas:

$$SC_{VAR} = \frac{V_1^2 + V_2^2}{9} - \frac{G^2}{18} = 125.000$$

$$SC_N = \frac{N_0^2 + N_{100}^2 + N_{200}^2}{6} - \frac{G^2}{18} = 1.030.000$$

$$SC_{VARxN} = \frac{(V_1 N_0)^2 + (V_1 N_{100})^2 + (V_1 N_{200})^2 + (V_2 N_0)^2 + (V_2 N_{100})^2 + (V_2 N_{200})^2}{3} - SC_{VAR} - SC_N - \frac{G^2}{18} = 190.000$$

donde V_1, V_2 = Total para las variedades 1 y 2 respectivamente

N_0, N_{100}, N_{200} = Total correspondiente al nivel de nitrógeno 0, 100 y 200 respectivamente

y V_1N_0 , etc. = Total correspondiente a la variedad 1 cuando recibió nitrógeno a nivel 0, etc.

TABLA DEL ANALISIS DE VARIANZA (Kg/Ha)

Fuentes de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	Fc	Fc	
					5%	1%
Bloques	2	347500	173750	12.19**	4.10	7.56
Tratamientos	5	1345000	269000	18.87**	3.35	5.64
{ Variedad	1	125000	125000	8.77**	4.96	10.04
{ Nitrógeno	2	1030000	515000	36.14**	4.10	7.56
{ Variedad x Nitrógeno	2	190000	95000	6.67**	4.10	7.56
Error	10	142500	14250			
Total (c)	17	1.835000				

Cómo se interpreta el hecho de que la interacción variedad x Nitrógeno haya sido significativa?. La Fig. 4 muestra el rendimiento promedio de cada variedad en cada nivel de Nitrógeno. Como podemos observar, la variedad Jamapa responde al Nitrógeno en forma creciente, mientras que la variedad Gualf rinde menos en el nivel de 200 Kg/Ha que en el nivel 100; así las dos variedades no responden en forma igual a la fertilización con Nitrógeno, lo

cual está indicado gráficamente por el hecho de que las dos líneas no son paralelas. Un método visual para detectar si existe o no interacción es hacer gráficas como las de la figura 4 y observar si las líneas son paralelas o no.

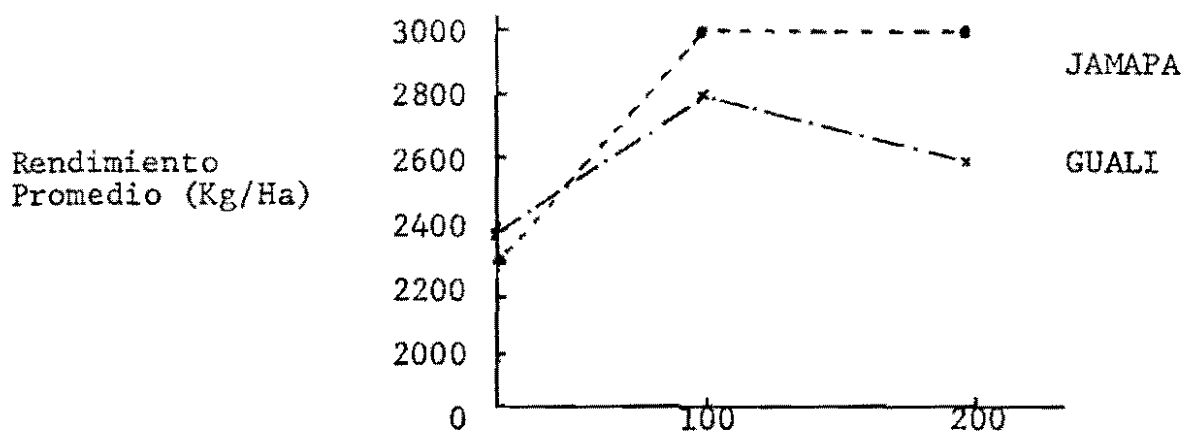


Fig. 4: Respuesta de dos variedades al N representación gráfica de un caso en que la interacción Variedad x N es significativa.

4.2.5. Utilización del diseño:

El diseño en Bloques Completos al Azar es el utilizado en investigación agrícola dada su facilidad de cómputo y el hecho de que permite controlar en parte la heterogeneidad del suelo. Se aplica ampliamente en experimentos de entomología, agronomía, fisiología, mejoramiento y patología.

4.3. Diseño en Látices

4.3.1. Características generales:

Los diseños en Látices pertenecen a los diseños en bloques incompletos en los cuales cada bloque sólo contiene algunos de los tratamientos; de este modo, el efecto de heterogeneidad de las unidades experimentales se reduce en un grado mayor que con Bloques Completos al Azar. Se agrupan en:

- Látices balanceados. - El número de tratamientos debe ser un cuadrado exacto, digamos k^2 ; el número de unidades por bloque es k y el número de repeticiones es $(k+1)$. Se caracterizan porque todos los pares de tratamiento se comparan (aproximadamente) con la misma precisión por grandes que sean las diferencias entre bloques.
- Látices parcialmente balanceados. - Son idénticos a los látices balanceados excepto que tienen menos repeticiones. El diseño con 2 repeticiones se llama látice simple y aquel con 3 repeticiones se llama látice triple.^{1/} Cuando la variación entre bloques es grande, algunos pares de tratamientos se comparan más precisamente que otros.

4.3.2. Eficiencia relativa del diseño en Látices con respecto al de Bloques Completos al Azar:

Una característica de los látices es que pueden ser analizados como bloques completos al azar considerando las repeticiones

^{1/}

Entre los látices balanceados están incluidos los látices rectangulares en los cuales el número de tratamientos no es un cuadrado perfecto.

como los bloques completos. Esta característica permite determinar la eficiencia relativa del diseño en Látice con respecto al de Bloques Completos al Azar, definida como el cociente del cuadrado medio del error en BCA entre el cuadrado medio del error en Látice. Por ejemplo, si la eficiencia relativa es 125% esto significa que con igual número de repeticiones el diseño en Látice es 25% más eficiente que el diseño en BCA o que 4 repeticiones de un diseño en Látice proporcionan tanta precisión como 5 repeticiones en BCA. Si la eficiencia es inferior a 105% se considera que ambos son igualmente precisos y se recomienda usar el análisis en BCA. Estudios efectuados por la Unidad de Biometría del CIAT (ver referencia 12) indican que el diseño en Látice es en promedio un 26% más eficiente que el diseño en Bloques Completos al Azar. Además, sobre treinta (30) ensayos en Látice (5x5) analizados en Biometría-CIAT, pertenecientes al Vivero Internacional de Rendimiento y Adaptación de Frijol (Phaseolus vulgaris L.), se encontró una eficiencia relativa promedio de 121.45% lo cual indica que el Látice es 21.45% más eficiente que el BCA.

4.3.3. Arreglo del material experimental:

Los siguientes criterios son de utilidad:

1. Las unidades experimentales dentro del mismo bloque incompleto deben ser homogéneas. Para ello se recomienda hacer los bloques incompletos tan cuadrados como sea posible.

2. Es más importante la homogeneidad dentro de bloques incompletos que la homogeneidad dentro de las repeticiones.
3. Si hay muchas observaciones faltantes, puede ser necesario recurrir al análisis en BCA.

4.3.4. Aleatorización:

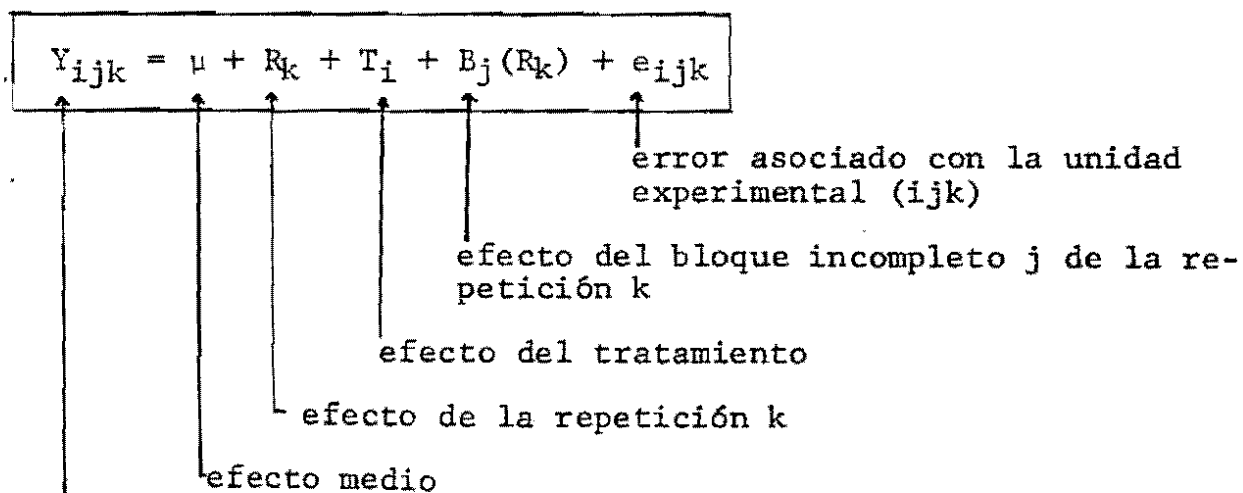
La aleatorización consiste de tres pasos:

1. Aleatorización de los bloques incompletos dentro de cada repetición.
2. Aleatorización de los tratamientos dentro de cada bloque.
3. Asignación al azar de los números a los tratamientos.

4.3.5. Análisis estadístico:

Modelo matemático:

Sea Y la variable a medir. Sea Y_{ijk} el valor observado en la unidad experimental que recibe el tratamiento i en el bloque incompleto j de la k -ésima repetición. Entonces, Y_{ijk} puede expresarse así:



valor observado en la parcela ijk

Hipótesis a probar:

Son tres en este caso las hipótesis a probar:

$$H_0: R_k = 0, V_k \quad (\text{no hay diferencia entre repeticiones})$$

$$H_1: T_i = 0, \Psi_i \quad (\text{no hay diferencia entre tratamientos})$$

$$H_2: B_j(R_k) = 0, \Psi_{j,k} \quad (\text{no hay diferencia entre los bloques incompletos dentro de cada repetición})$$

Estas hipótesis se prueban mediante un análisis de varianza. Los g.l. asociados con las diferentes fuentes de variación cambian dependiendo de si se trata de un Látice balanceado o de uno parcialmente balanceado. A continuación presentamos la disposición de fuentes de variación y g.l. correspondiente a los dos casos:

TABLA DEL ANOVA PARA UN LATICE BALANCEADO $k \times k$

<u>Fuente de Variación</u>	<u>g.l.</u>
Repeticiones	k
Tratamientos	k^2-1
Bloques dentro de Repetición	k^2-1
<u>Error intrabloque</u>	<u>$(k-1)(k^2-1)$</u>
Total	k^3+k^2-1

TABLA DEL ANOVA PARA UN LATICE PARCIALMENTE BALANCEADO

<u>Fuente de Variación</u>	<u>g.l.</u>
Repeticiones	r-1
Tratamientos	k^2-1
Bloques dentro de repetición	$r(k-1)$
<u>Error intrabloque</u>	<u>$(k-1)(rk-k-1)$</u>
Total	rk^2-1

4.3.6. Ejemplo:

En un ensayo de rendimiento, se desean probar 25 variedades de frijol de igual hábito de crecimiento. Dado que el número de tratamientos es alto, es difícil conseguir bloques homogéneos de terreno, lo suficientemente grandes para localizar en ellos las 25 variedades, según un diseño en Bloques Completos al Azar. Así en este caso se usará el Diseño en Látice 5x5 balanceado (con seis repeticiones), el cual permite agrupar las variedades en 5 variedades por bloque, con la garantía de obtener mayor homogeneidad dentro de bloque.

La figura 5 muestra la forma de asignación de variedades:

REP I					REP II					REP III				
5	7	14	16	23	10	22	18	1	14	12	9	1	20	23
20	6	13	22	4	25	8	4	12	16	24	13	10	2	16
15	24	1	8	17	20	7	11	24	3	6	14	17	25	3
3	12	21	10	19	9	17	5	13	21	11	19	22	5	8
9	11	18	2	25	15	6	23	2	19	7	18	4	15	21
REP IV					REP V					REP VI				
14	2	8	21	20	12	22	7	17	2	13	15	11	14	12
3	15	9	16	22	13	18	23	3	8	3	4	1	5	2
17	4	11	10	23	5	10	20	25	15	21	23	22	25	24
6	5	24	18	12	16	21	1	11	6	16	19	20	18	17
13	7	1	25	19	24	4	14	9	19	9	7	8	6	10

Fig. 5: Asignación de las 25 variedades en el campo bajo un diseño de Látice (5x5) con 6 repeticiones.

Presentamos a continuación la disposición de fuentes de variación y grados de libertad para el análisis de varianza.:

<u>Fuentes de Variación</u>	<u>g.l.</u>
Repeticiones	5
Variedades	24
Bloque incompleto dentro de repetición	24
<u>Error intrabloque</u>	<u>96</u>
Total	149

4.3.7. Utilización del diseño:

El diseño de Látice se usa en experimentos con un alto número de tratamientos (> 12) para los cuales el diseño de Bloques Completos al Azar no es eficiente. Tal es el caso de Pruebas Regionales en donde se observan muchas variedades por sitio o en ensayos de selección de variedades. En el Programa de Frijol del CIAT este diseño es utilizado principalmente por las disciplinas de agronomía y mejoramiento.

4.4. Diseños en Parcelas Divididas y Sub-divididas:

4.4.1. Características generales:

- Se utilizan cuando los niveles de un factor, por su naturaleza o por problemas de manejo del experimento, requiere el uso de unidades grandes, mientras que los niveles de otros factores sí pueden asignarse a unidades más pequeñas. Este es el caso, en experimentos en donde

el factor "riego" es uno de los que se desea medir. Casos similares se presentan en experimentos con fertilizantes o con insecticidas.

El diseño en parcelas divididas se usa cuando:

Se desea estudiar dos factores, uno de los cuales requiere unidades grandes y el otro puede asignarse a unidades más pequeñas. Los niveles del primer factor se asignan al azar a las parcelas grandes. Los niveles del segundo factor se asignan al azar a las sub-parcelas de cada parcela grande. Cada parcela grande contiene tantas subparcelas como niveles del segundo factor existan.

- Las comparaciones entre los niveles del primer factor son menos precisas que aquellas entre los niveles del segundo factor y aquellas entre interacciones del primer y segundo factor.
- Es necesario utilizar por lo menos dos replicaciones

El diseño en parcelas sub-divididas se usa cuando:

Se desea estudiar tres factores uno de los cuales requiere unidades grandes y los otros dos pueden asignarse a unidades más pequeñas. Los niveles del primer factor se asignan al azar a las parcelas grandes. Los niveles del segundo factor se asignan al azar a las sub-

parcelas de cada parcela grande y los del tercer factor se asignan al azar a las sub-sub-parcelas de cada sub-parcela. Cada parcela grande contiene tantas sub-parcelas como niveles del segundo factor existan; similarmente, cada sub-parcela contiene tantas sub-sub-parcelas como niveles del tercer factor existan.

- Las comparaciones entre los niveles del primer factor son las menos precisas; las comparaciones entre los niveles del segundo factor y de las interacciones del primer factor y segundo factor son de precisión intermedia; finalmente, las comparaciones entre los niveles del tercer factor y de las interacciones que lo contienen son las más precisas.
- Se requieren al menos dos replicaciones.

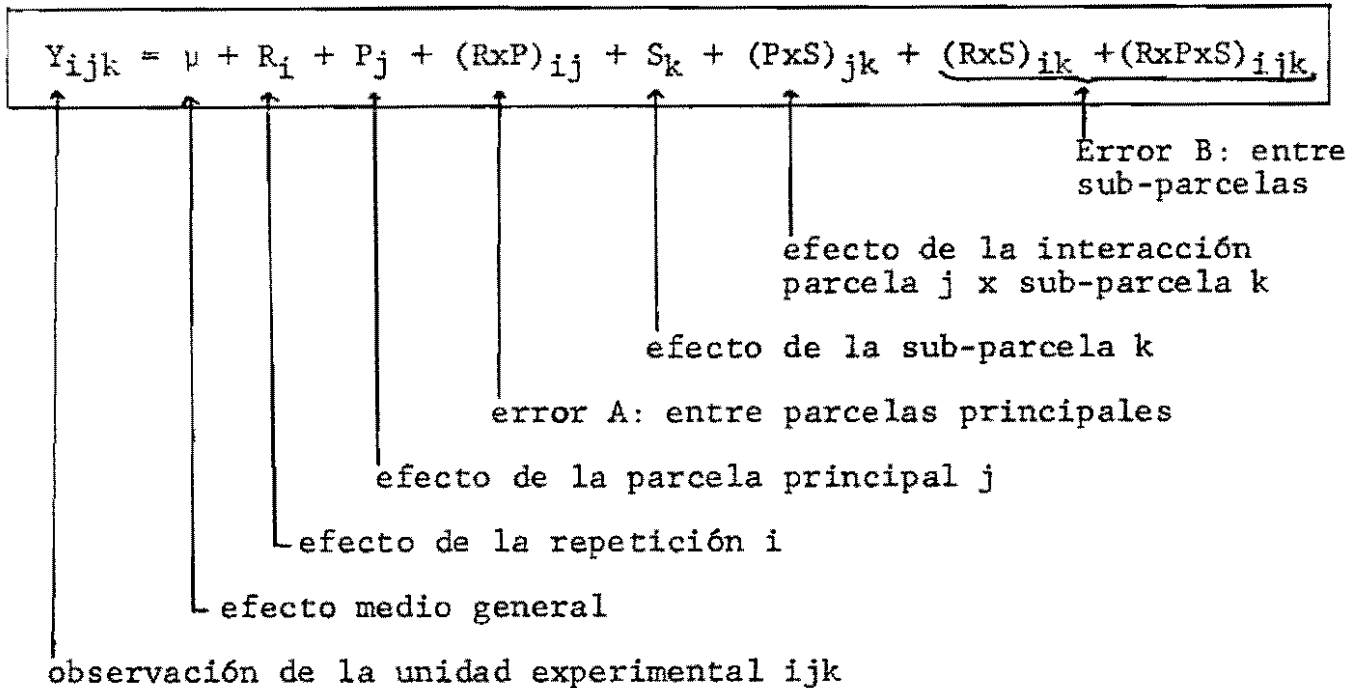
4.4.2. Análisis Estadístico:

Nos referimos solo al caso del diseño de Parcelas Divididas cuyos principios pueden luego extenderse al Diseño de Parcelas Sub-divididas

Modelo Matemático:

Sea Y la variable a medir y Y_{ijk} la observación de la unidad experimental correspondiente a la sub-parcela k de la parcela principal j en la repetición i .

Entonces:



Hipótesis a probar:

En un diseño de Parcelas Divididas al experimentador le interesa principalmente probar tres hipótesis nulas:

- $H_1: P_j = 0, \forall_j$ (no hay diferencia entre parcelas principales)
 $H_2: S_k = 0, \forall_k$ (no hay diferencia entre subparcelas)
 $H_3: (PxS)_{jk} = 0, \forall_{j,k}$ (no hay interacción entre parcela principal x sub-parcela)

Como en los otros diseños, la técnica estadística utilizada para probar H_1 , H_2 y H_3 es el análisis de varianza; pero es interesante hacer notar que en el caso del diseño de Parcelas Divididas el "error" se puede descomponer en dos: error A (error entre parcelas principales), representado por la interacción Repetición x

parcela principal y error B (error entre sub-parcelas) representado por las posibles interacciones de repetición con parcela principal y sub-parcela. Para el caso del Diseño de Parcelas Sub-divididas, el error se descompone en tres: errores A y B antes mencionados y error C, error entre sub-sub-parcelas.

La siguiente es la disposición de fuentes de variación y g.l. para la tabla del ANOVA en los Diseños de Parcelas Divididas y Sub-divididas:

PARCELAS DIVIDIDAS

Fuentes de Variación	g.l.
Rep	$r-1$
Parcela principal	$a-1$
Error A	$(r-1)(a-1)$
Sub-parcela	$(b-1)$
Parcela principal x Sub-parcela	$(a-1)(b-1)$
Error B	$a(r-1)(b-1)$
Total	$rps - 1$

PARCELAS SUB-DIVIDIDAS

Fuentes de Variación	g.l.
Rep	$r-1$
Parcela principal	$a-1$
Error A	$(r-1)(a-1)$
Sub-parcela	$(b-1)$
Parcela principal x sub-parcela	$(a-1)(b-1)$
Error B	$a(r-1)(b-1)$
Sub-sub-parcela	$(c-1)$
Sub-Sub-parc.xSub-parcela	$(c-1)(b-1)$
Sub-sub-parc.x parc. principal	$(c-1)(a-1)$
Sub-sub-parc.xSub-parc principal	$(c-1)(a-1)$
Error C	$ab(r-1)(c-1)$
Total	$rpsk - 1$

siendo r = número de repeticiones
 a = número de parcelas principales
 b = número de sub-parcelas
 c = número de sub-sub-parcelas

4.4.3. Ejemplo numérico No. 1: Diseño en Parcelas Sub-divididas

Se desea analizar el efecto del lorito verde (Empoasca kraemeri) sobre el rendimiento de cuatro variedades de frijol, con y sin la aplicación de insecticida, con y sin riego. Es decir, se desea probar el efecto de tres factores sobre el rendimiento varietal:

Factor A: "riego" a dos niveles $\begin{cases} \text{Con riego } (a_1) \\ \text{Sin riego } (a_0) \end{cases}$

Factor B: "insecticida" a dos niveles $\begin{cases} \text{Con } (b_1) \\ \text{Sin } (b_0) \end{cases}$

Factor C: "variedad" a cuatro niveles $\begin{cases} \text{Variedad 1} \\ \text{Variedad 2} \\ \text{Variedad 3} \\ \text{Variedad 4} \end{cases}$

Con el objeto de mantener separadas las parcelas que reciben riego de las que no lo reciben, se dividió el terreno en dos parcelas grandes (parcelas principales) y se les asignó al azar los dos

niveles del factor "riego". Cada parcela grande se dividió en dos sub-parcelas a las que se asignó al azar los niveles del factor "insecticida". Finalmente, cada sub-parcela se dividió en cuatro sub-sub-parcelas a las que se asignó al azar las cuatro variedades. Se utilizarón dos replicaciones en el experimento.

La disposición de los factores sobre el terreno quedó como muestra la figura 6.

REPLICACION I

Parcela Principal 1
(con riego)

Parcela Principal 2
(sin riego)

Con Insecticida	Sin Insecticida	Con Insecticida	Sin Insecticida
V ₂ (8)	V ₁ (4)	V ₂ (5)	V ₃ (6)
V ₄ (5)	V ₃ (6)	V ₄ (3)	V ₁ (3)
V ₁ (6)	V ₂ (6)	V ₃ (5)	V ₂ (5)
V ₃ (7)	V ₄ (3)	V ₁ (3)	V ₄ (2)

REPLICACION II

Parcela Principal 2
(sin riego)

Parcela Principal 1
(con riego)

Sin Insecticida	Con Insecticida	Con Insecticida	Sin Insecticida
V ₂ (8)	V ₃ (6)	V ₃ (7)	V ₁ (4)
V ₁ (4)	V ₂ (4)	V ₁ (6)	V ₃ (8)
V ₃ (5)	V ₁ (5)	V ₄ (4)	V ₂ (4)
V ₄ (4)	V ₄ (4)	V ₂ (7)	V ₄ (5)

Fig. 6: Disposición de tratamientos en un Diseño de Parcelas Subdivididas con 2 repeticiones
(Los números en paréntesis indican el rendimiento de parcela en Kg.)

Para el cálculo de las sumas de cuadrados en la tabla del ANOVA, se requieren las siguientes tablas de totales: (el dato de cada celda corresponde al rendimiento total de la respectiva combinación de factores)

AxB:

	b ₀	b ₁	
a ₀	35	35	70
a ₁	40	50	90
	75	85	160 = Y... (gran total)

AxC:

	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄	
a ₀	15	20	22	13	70
a ₁	20	25	28	17	90
	35	45	50	30	160

BxC:

	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄	
b ₀	15	21	25	14	75
b ₁	20	24	25	16	85
	35	45	50	30	160

AxBxC:

	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄	
b ₀	7	11	11	6	35
b ₁	8	9	11	7	35
	15	20	22	13	70

	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄	
b ₀	8	10	14	8	40
b ₁	12	15	14	9	50
	20	25	28	17	90

A x Rep:

	I	II	
a ₀	32	38	70
a ₁	45	45	90
	77	83	160

B x Rep:

	I	II	
b ₀	35	40	75
b ₁	42	43	85
	77	83	160

AxBxRep:

	I		
	b ₀	b ₁	
a ₀	16	16	32
a ₁	19	26	45
	35	42	77

	II		
	b ₀	b ₁	
a ₀	19	19	38
a ₁	21	24	45
	40	43	83

Utilizando las tablas anteriores, procederemos al cálculo numérico de las distintas sumas de cuadrados. El término de corrección (TC) es:

$$TC = \frac{Y^2}{\# \text{ total de parcelas}} = \frac{160^2}{2 \times (2 \times 2 \times 4)} = 800$$

$$SCT = 8^2 + 5^2 + \dots + 4^2 + 5^2 - TC = 70.000 = SC \text{ Total}$$

$$SC \text{ Rep} = (77^2 + 83^2) / 16 - TC = 1.125 = S.C. \text{ debida a repetición}$$

$$SCA = (70^2 + 90^2) / 16 - TC = 12.500 = S.C. \text{ debida a parcela principal}$$

$$SCB = (75^2 + 85^2) / 16 - TC = 3.125 = S.C. \text{ debida a sub-parcela}$$

$$SCAB = (35^2 + 35^2 + 40^2 + 50^2) / 8 - SCA - SCB - TC = 3.125 = S.C. \text{ para la interacción parcela principal x sub-parcela}$$

$$SCC = (35^2 + 45^2 + 50^2 + 30^2) / 8 - tc = 31.25 = \text{S.C. debida a sub-sub-parcela}$$

$$SCAC = (15^2 + 20^2 + 22^2 + 13^2 + 25^2 + 28^2 + 17^2) / 4 - SCA - SCC - TC = 0.250 = \text{S.C. para la interacción parcela principal x sub-sub-parcela.}$$

$$SCBC = (15^2 + 21^2 + 25^2 + 14^2 + 20^2 + 24^2 + 25^2 + 16^2) / 4 - SCB - SCC - TC = 1.625$$

$$SCABC = (7^2 + 11^2 + \dots + 14^2 + 9^2) / 2 - SCA - SCB - SCC - SCAB - SCAC - SCBC - TC = 4.125$$

$$SC(AxRep) = (32^2 + 38^2 + 45^2 + 45^2) / 8 - SCA - SCRep - TC = 1.125 = \text{Error (a)}$$

$$SC(BxRep) = (35^2 + 40^2 + 42^2 + 43^2) / 8 - SCB - SCRep - TC = 0.5$$

$$SC(AxBxRep) = (16^2 + 16^2 + 19^2 + 26^2 + 19^2 + 21^2 + 24^2) / 4 - SCA - SCB - SCRep - SCAB - SC(AxRep) - SC(B-Rep) - TC = 0.5$$

$$\text{Error (b)} = SC(BxRep) = SC(AxBxRep) = 1.000$$

Se presenta a continuación la tabla del análisis de varianza:

Fuente de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	F _{OBS}	F _{TABLA(5%)}
Replicación	r-1=1	1.125	1.125	1.00	161.4
Riego = A	a-1=1	12.500	12.500	11.11	161.4
Error A	(r-1)(a-1)=1	1.125	<u>1.125</u>		
Insecticida = B	b-1=1	3.125	3.125	6.25	18.51
AxB	(a-1)(b-1)=1	3.125	3.125	6.25	18.51
Error B	a(b-1)(r-1)=2	1.000	<u>0.500</u>		
Variedad = C	c-1=3	31.250	10.417	11.63	3.49
AxC	(a-1)(c-1)=3	0.250	0.083	0.09	3.49
BxC	(b-1)(c-1)=3	1.625	0.542	0.61	3.49
AxBxC	(a-1)(b-1)(c-1)=3	4.125	1.375	1.54	3.49
Error C	ab(c-1)=12	10.750 ^{1/}	0.896		
Total	abc - 1 = 31	70.000			

^{1/}

La S.C. para el error C es obtenida por diferencia.

- Los efectos de replicación y riego se prueban con el Error A:

$$\frac{CM_{Rep}}{CM_{Error A}} = 1.00 < 161.4 = F_{1,1}(0.5) \quad \text{No hay diferencia entre repeticiones}$$

$$\frac{CMA}{CM_{Error A}} = 11.11 < 161.4 = F_{1,1}(0.5) \quad \text{Se acepta la hipótesis } H_1; \text{ es decir, no hay efecto de riego}$$

- Los efectos de insecticida y de la interacción insecticida x riego se prueban con el Error B:

$$\frac{CMB}{CM_{Error B}} = 6.26 < 18.51 = F_{1,2}(.05) \quad \text{Se acepta la hipótesis } H_2; \text{ es decir, no hay efecto de insecticida}$$

$$\frac{CMAB}{CM_{Error B}} = 6.25 < 18.51 = F_{1,2}(.05) \quad \text{Se acepta la hipótesis } H_3 \text{ de que no hay interacción } AxB$$

- Los efectos de variedad y las interacciones que lo contienen se prueban con el Error C:

$$\frac{CMC}{CM_{Error C}} = 11.63 > 3.49 = F_{3,12}(.05) \quad \text{Se rechaza la hipótesis que llamaremos } H_4, \text{ de iguales efectos varietales. Es decir, existe diferencia entre los rendimientos de las cuatro variedades.}$$

Finalmente, los bajos valores de F para AxC , BxC y AxBxC conducen a aceptar las hipótesis de que no hay tales interacciones.

4.4.4. Ejemplo numérico No. 2: Diseño en parcelas Divididas

Un experimento realizado en la Universidad de Wisconsin comparó los rendimientos de cuatro lotes de semilla de avena (Vicland 1, vicland 2, Clinton y Branch) para tres tratamientos químicos de semilla y (Ceresan M, Panogen y Agrox) y un control (sin tratar). Los lotes de semilla fueron asignados al azar a las parcelas principales dentro de cada replicación. Los tratamientos de semilla fueron asignados al azar a las sub-parcelas dentro de cada parcela principal. Los rendimientos (en bushels por acre) están dados en la tabla siguiente:

Lote de semilla de avena	Replicación	Tratamiento Químico de Semilla				Totales
		Control (a ₀)	Ceresan M (a ₁)	Panogen (a ₂)	Agrox (a ₃)	
Vicland 1	1	42.9	53.8	49.5	44.4	190.6
	2	41.6	58.5	53.8	41.8	195.7
	3	28.9	43.9	40.7	28.3	141.8
	4	30.8	46.3	39.4	34.7	151.2
	Totales:	144.2	202.5	183.4	149.2	679.3
Vicland 2	1	53.3	57.6	59.8	64.1	234.8
	2	69.6	69.6	65.8	57.4	262.4
	3	45.4	42.4	41.4	44.1	173.3
	4	35.1	51.9	45.4	51.6	184.0
	Totales:	203.4	221.5	212.4	217.2	854.5
Clinton	1	62.3	63.4	64.5	63.6	253.8
	2	58.5	50.4	46.1	56.1	211.1
	3	44.6	45.0	62.6	52.7	204.9
	4	50.3	46.7	50.3	51.8	199.1
	Totales:	215.7	205.5	223.5	224.2	868.9
Branch	1	75.4	70.3	68.8	71.6	286.1
	2	65.6	67.3	65.3	69.4	267.6
	3	54.0	57.6	45.6	56.6	213.8
	4	52.7	58.5	51.0	47.4	209.6
	Totales:	247.7	253.7	230.7	245.0	977.1
Totales de Tratamientos		811.0	883.2	850.0	835.6	3,379.8

Totales por replicación: Rep 1: 965.3
Rep 2: 936.8
Rep 3: 733.8
Rep 4: 743.9

Dejamos el análisis de varianza para ser efectuado por el lector, siguiendo los principios establecidos en el ejemplo del numeral 4.4.3.

4.4.5. Utilización de estos diseños:

Los diseños de Parcelas Divididas y Sub-divididas son ampliamente utilizados en experimentos de agronomía; por ejemplo, en aquellos que miden el efecto de riego o de fertilizantes; en experimentos de entomología, que estudian el uso de insecticidas; en experimentos de fisiología, cuando se trata por ejemplo de medir el efecto de luminosidad sobre los días a floración, etc.

4.5. Diseños en Franjas Divididas y Sub-divididas:

4.5.1. Características generales: Diseño en Franjas Divididas:

- Cuando los niveles del segundo factor se aplican en filas en vez de ser asignados al azar dentro de cada parcela principal, el diseño resultante se denomina diseño en Franjas Divididas.
- Este diseño se utiliza en experimentos en los cuales ambos factores necesitan parcelas relativamente grandes.
- Para efectos de la asignación de tratamientos se divide la replicación primero en franjas horizontales y se aplican en ellas los distintos niveles del primer factor; y luego se la divide en franjas verticales y se aplican

en ellas los niveles del segundo factor.

- Sacrifica precisión en la estimación de los efectos principales de ambos factores, pero estima la interacción con mayor precisión que el Bloques al Azar o el diseño en Paralelas Divididas.
- El diseño en Franjas Divididas se utiliza, cuando por consideraciones de manejo, los dos factores necesitan parcelas grandes y/o cuando la interacción es el principal objeto de estudio.
- Diseño en Franjas Sub-divididas
- Cuando en un diseño de Franjas Divididas, las sub-parcelas se subdividen en parcelas más pequeñas para asignar en ellas un tercer factor, el diseño resultante se denomina Diseño en Franjas Sub-divididas.
- En este diseño el factor medio con mayor precisión es el asignado a las parcelas más pequeñas; el efecto de los otros dos factores se mide con menor precisión.

4.5.2. Ejemplo No.1: Diseño en Franjas Divididas

Se desea ver el efecto de "riego" (con y sin aplicación) y de dos "sistemas de preparación del suelo" (en plano y en camas) sobre el rendimiento de una variedad de frijol. Por razones de manejo es conveniente aplicar ambos factores en franjas. La

figura 7 muestra en forma esquemática la disposición de los tratamientos sobre el terreno, utilizando replicaciones.

REP I

	Con Riego	Sin Riego
En camas		
En plano		

	Con Riego	Con Riego
En plano		
En camas		

REP III

	Sin Riego	Con Riego
En camas		
En plano		

Fig. 7: Esquema de la disposición de tratamientos en un diseño de Franjas Divididas.

Presentamos con base a este ejemplo, la distribución de fuentes de variación y grados de libertad para el análisis de varianza de un diseño en Franjas Divididas. Nótese que para este diseño el error se descompone en tres: Error A (error entre parcelas que reciben el primer factor), Error B (error entre parcelas que

reciben el segundo factor) y Error C (error entre parcelas que reciben las distintas combinaciones de ambos factores).

Fuentes de Variación	g.l.
Replicación	2
Riego	1
Error A (Rep x Riego)	2
Sistema de siembra	1
Error B (Rep x Sistema de siembra)	2
Riego x Sistema de siembra	1
Error C (Rep x Sist. de siembra x Riego)	2
Total	11

El efecto "Riego" se prueba mediante

$$F = \frac{CM_{\text{Riego}}}{CM_{\text{Error A}}};$$

El efecto "Sistema de siembra" se prueba con

$$F = \frac{CM_{\text{sistema siembra}}}{CM_{\text{Error B}}};$$

y la interacción "Riego x Sistema de siembra" se prueba con

$$F = \frac{CM_{\text{Riego x Sistema siembra}}}{CM_{\text{Error C}}}$$

4.5.3. Ejemplo: Diseño de Franjas Sub-Divididas

Al igual que en el ejemplo anterior, se desea probar el efecto de "riego" y de "sistema de siembra" pero ahora rendimiento de tres variedades de frijol. La figura 8 muestra un esquema de la disposición de tratamientos sobre el terreno, usando tres

replicaciones:

		REP I		REP II	
		Con Riego	Sin Riego	Sin Riego	Con Riego
En camas		V ₁	V ₂	V ₃	V ₁
		V ₃	V ₁	V ₁	V ₂
		V ₂	V ₃	V ₂	V ₃
En plano		V ₃	V ₃	V ₁	V ₂
		V ₂	V ₁	V ₃	V ₃
		V ₁	V ₂	V ₂	V ₁
		REP III			
		Con Riego	Sin Riego		
En camas		V ₂	V ₁		
		V ₁	V ₃		
		V ₃	V ₂		
En plano		V ₁	V ₂		
		V ₂	V ₃		
		V ₃	V ₁		

Fig. 8: Esquema de la disposición de tratamientos en un diseño de Franjas Sub-divididas.

Presentamos, con base en este ejemplo, la distribución de fuentes de variación y grados de libertad para el análisis de varian-

za de un diseño de Franjas Sub-divididas

Fuentes de variación		g.l.	
Replicación		2	
Riego		1	
Error A (Rep x Riego)		2	
Sistema de siembra		1	
Error B (Rep x Sistema siembra)		2	
Riego x sistema de siembra		1	
Error C (Rep x Riego x Sistema siembra)		2	
Variedad		2	
Riego x Variedad		2	
Sistema siembra x Variedad		2	
Riego x Sist. siembra x Variedad		2	
Error D	Rep x Variedad	4	16
	Rep x Riego x Variedad	4	
	Rep x Sist. siembra x Variedad	4	
	Rep x Riego x Sist. siembra x Variedad	4	
Total		35	

El efecto "Riego" se prueba mediante

$$F = \frac{CM_{\text{Riego}}}{CME_{\text{Error A}}}$$

El efecto "Sistema de siembra" mediante $F = \frac{CM_{\text{Sistema de siembra}}}{CME_{\text{error B}}}$

El efecto "Riego x Sistema de Siembra" mediante

$$F = \frac{CM_{\text{Riego x Sistema de siembra}}}{CME_{\text{error C}}}$$

El efecto "Variedad" y demás efectos mediante $F = \frac{CM_{\text{Variedad}}}{CME_{\text{error D}}}$

4.5.4. Utilización de estos diseños:

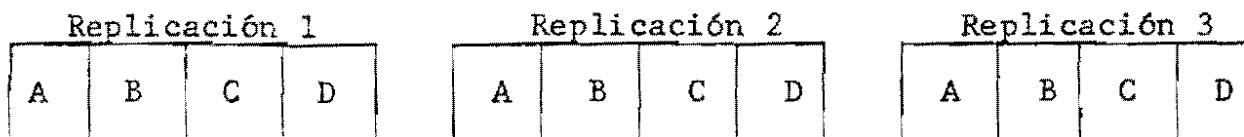
Son útiles especialmente en experimentos de agronomía de frijol, en los cuales los factores a probar requieren con frecuencia parcelas grandes y su aplicación debe hacerse necesariamente en franjas.

5. DISEÑOS SISTEMATICOS:

Los diseños experimentales pueden dividirse en dos grupos: aleatorios y sistemáticos. Los diseños que hasta ahora hemos tratado son aleatorios y se caracterizan porque la asignación de los tratamientos a las unidades experimentales se hace al azar.

En contraposición con ellos se encuentran los diseños sistemáticos, en los cuales la asignación de tratamientos a las unidades experimentales se efectúa en forma ordenada o sistemática. El objetivo de este tipo de diseños es permitirle al investigador observar una respuesta continua al tratamiento. Por ejemplo, si se desea estudiar la respuesta de una variedad de frijol al nitrógeno, se puede diseñar un experimento que consista en administrar distintas dosis de N al suelo en forma creciente y medir el rendimiento de la (o las) plantas que reciban el respectivo tratamiento.

Antes del desarrollo del diseño experimental moderno, esto es, antes de que Fisher introdujera el principio de aleatorización en la asignación de tratamientos a las parcelas experimentales, un ordenamiento sistemático de los tratamientos en cada replicación parecía muy natural. Uno de los tipos más comunes de arreglo sistemático es aquel en el cual el ordenamiento de los tratamientos es exactamente el mismo en cualquiera de las replications, como se aprecia en el esquema dado a continuación:



Muchos otros diseños sistemáticos han sido desarrollados; sin embargo, todos presentan relativamente las mismas desventajas con respecto a los diseños aleatorios, y son:

- Las diferencias detectadas entre tratamientos pueden contener un error sistemático debido a la correlación entre parcelas adyacentes.
- No son eficientes cuando el área experimental es muy heterogénea pues no permiten un estimativo válido de la varianza.

Las ventajas son:

- Simplicidad
- Permiten un ordenamiento de los tratamientos. Por ejemplo, las variedades pueden ordenarse según su madurez, los fertilizantes en orden de su eficacia, etc.
- La respuesta al tratamiento se puede apreciar en forma continua.
- Sirven para efectos de estudios preliminares que conducen a la selección apropiada de tratamientos a estudiar.

Como ejemplo de algunos diseños sistemáticos, mencionaremos los utilizados para experimentación en yuca en el CIAT:

- Superficies de respuesta

- Diseño de abanico
- Diseño en surcos paralelos

5.1. Superficie de Respuesta:

Cuando se desea estudiar el efecto de uno o más factores

- $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ que representan variables continuas, como tiempo, cantidad de nitrógeno, temperatura, etc. es natural pensar en los rendimientos, o respuesta y , como una función de los niveles de estas variables. Esto es:

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n) + \varepsilon$$

donde ε representa el error experimental.

La función f se denomina "superficie de respuesta". Un conocimiento de f da un resumen completo de los resultados del experimento y permite predecir las respuestas para determinados valores de los factores x_i .

Ejemplo: "Efecto de N y K sobre el rendimiento de la planta de Yuca". Se desea medir el efecto de 16 niveles de nitrógeno: 0, 20, 40, 60, 80, ..., 300 gr/planta y 16 niveles de potasio: 0, 20, 40, 60, ..., 300 gr/planta sobre el rendimiento de una variedad de yuca (medido en peso fresco de raíces). Las observaciones se hacen sobre plantas individuales.

Se sembraron las plantas a una distancia de 80 cm. y se aplicaron los niveles de N y K en la forma que mues-

tra la figura 9, de tal manera que cada planta estuviera expuesta a una determinada combinación de N x K. Cada cuadrante corresponde a una replicación del diseño. El número de tratamientos por replicación, que corresponde al número de plantas, es de $16 \times 16 = 256$.

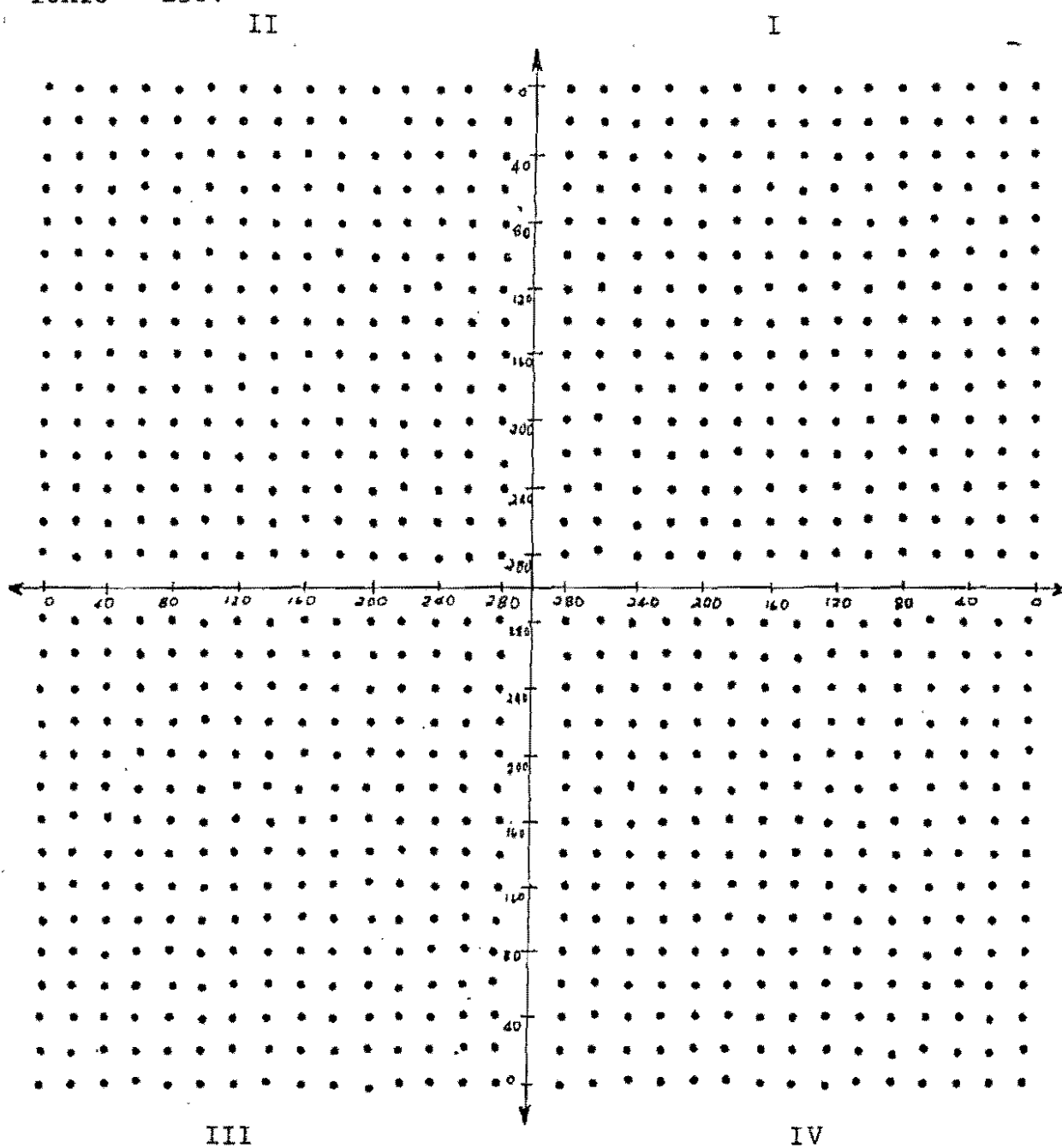


Fig. 9: Diseño Sistemático N x K en Yuca en 4 Replicaciones

tra la figura 9, de tal manera que cada planta estuviera expuesta a una determinada combinación de N x K. Cada cuadrante corresponde a una replicación del diseño. El número de tratamientos por replicación, que corresponde al número de plantas, es de $16 \times 16 = 256$.

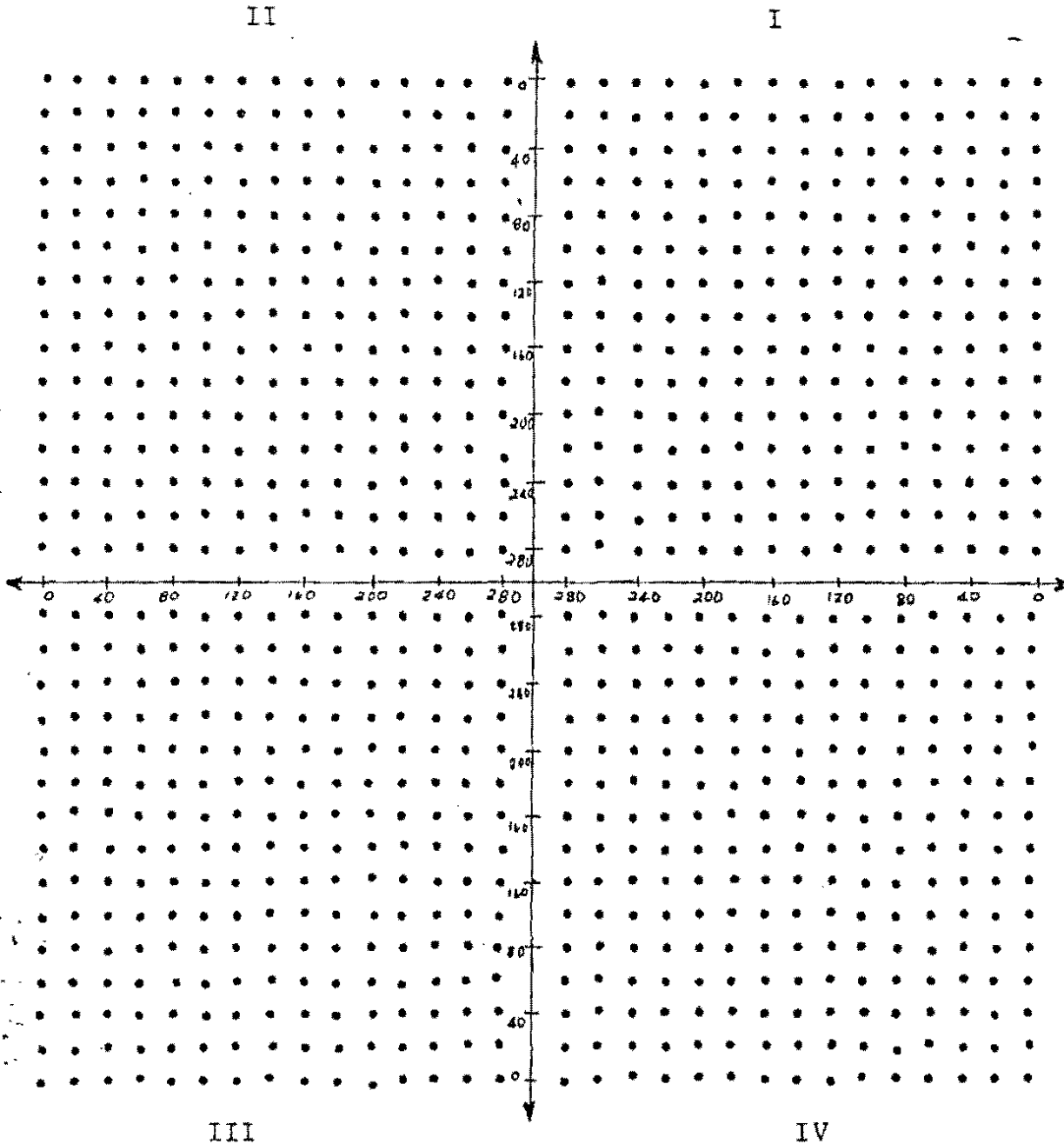
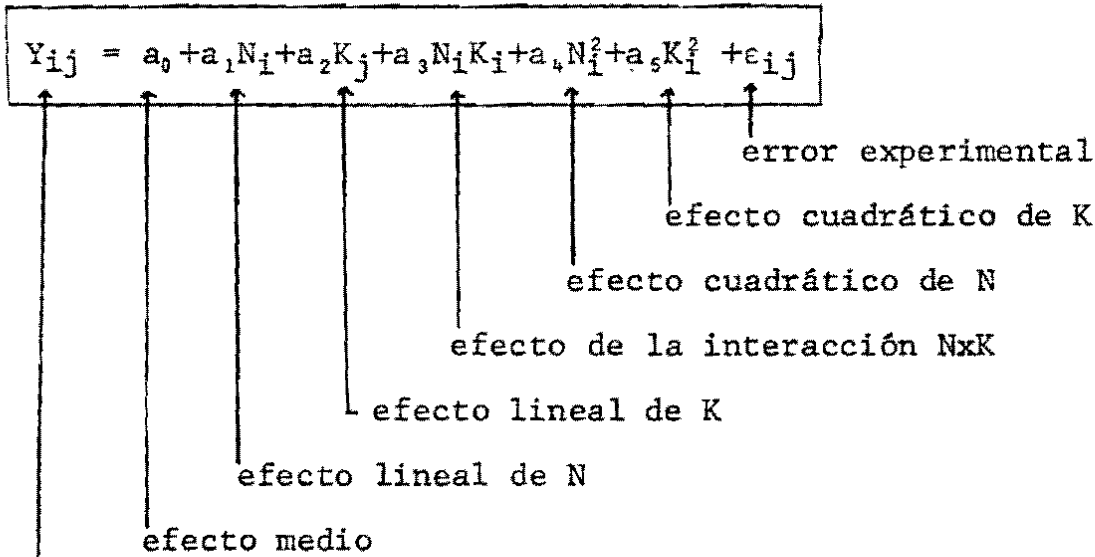


Fig. 9: Diseño Sistemático N x K en Yuca en 4 Replicaciones

La respuesta de la yuca al N y al K se puede expresar mediante la siguiente superficie de respuesta, que mide el efecto tanto lineal como cuadrático de N y de K y el de la interacción NxK sobre el rendimiento de la planta y corresponde a un modelo de regresión cuadrática.



Rendimiento de la planta con nivel i de N y nivel j de K

5.2. Diseños de Abanico y Surcos Paralelos¹⁷

Estos dos diseños se usan basicamente para medir el rendimiento de distintas variedades bajo un amplio rango de densidades de población. El número de plantas por unidad de área varía sistemáticamente de una parcela a otra, pero el arreglo de las plantas se mantiene constante. Cualquier rango de densidades puede ser probado.

En las figuras 10 y 11 se puede apreciar la disposición de las

¹⁷

Bleasdale, J.K.A. "Sistematic designs for spacing experiments".
Experimental Agriculture. Agosto 12 de 1966.

plantas en el campo bajo los diseños de Abanico y de Surcos Paralelos respectivamente, para una sola variedad.

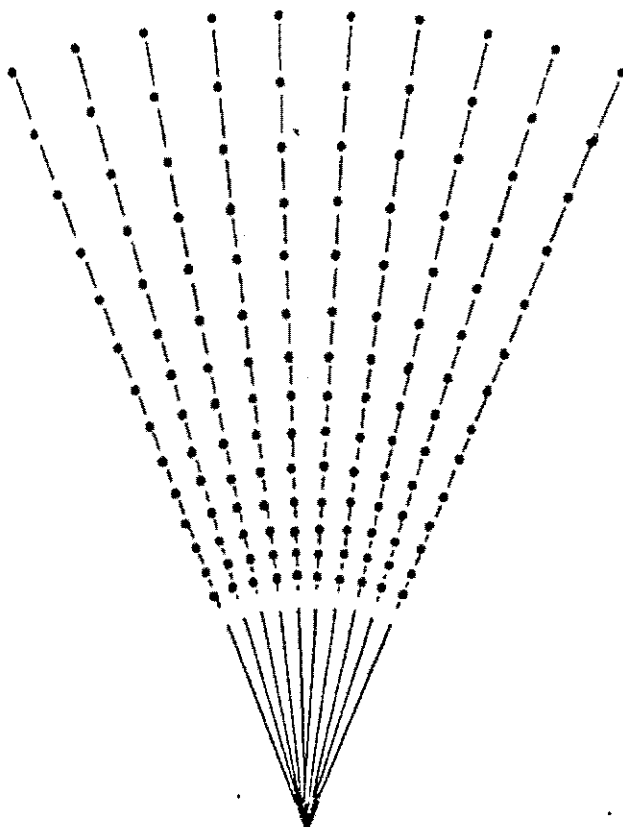


Fig. 10: Disposición de las plantas en un diseño de Abanico para probar 14 densidades

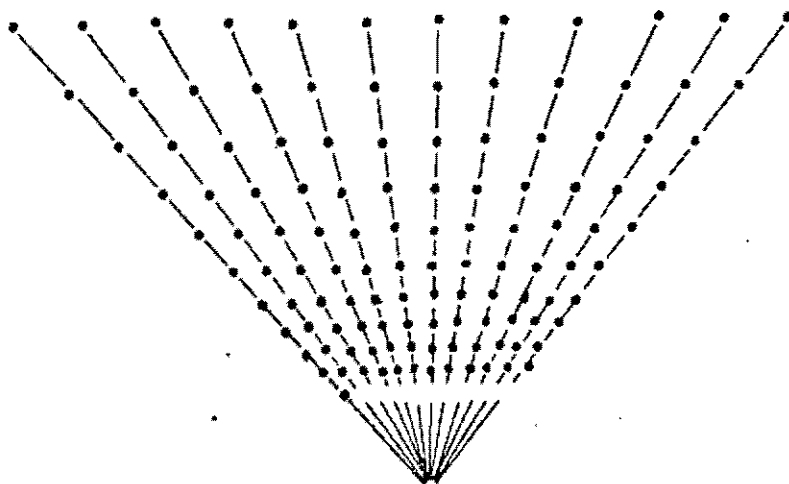


Fig. 11: Disposición de las plantas en un diseño de Surcos Paralelos para probar 10 densidades.

plantas en el campo bajo los diseños de Abanico y de Surcos Paralelos respectivamente, para una sola variedad.

En el diseño de Abanico, las plantas se siembran en filas que irradian de un punto central, de tal manera que la distancia entre plantas a lo largo de un radio sea aproximadamente igual a la distancia entre los radios, en ese punto cada arco corresponde a un distinto nivel de densidad de población. Cuando se desea probar más de una variedad se repite este arreglo en otra sección circular, manteniendo entre dos variedades contiguas "plantas de borde" o un espaciamiento adecuado a lo largo de los radios laterales.

Para medir la respuesta del rendimiento a las distintas densidades de población, se puede ajustar una función lineal o nó,

$$R_{ij} = f(D_j)$$

Nivel j-ésimo de densidad

Rendimiento de la i-ésima planta sembrada bajo densidad j

que expresa que el rendimiento individual por planta depende del nivel de densidad bajo el cual está sembrada, y permite encontrar cuál es la densidad que produce el máximo rendimiento.

La Unidad de Biometría del CIAT ha sugerido la utilización del modelo $\frac{1}{R_{ij}^\theta} = a + b D_j$; que expresa la relación inversa existente

REFERENCIAS

1. Amézquita, M.C. Nociones básicas del diseño y análisis de experimentos. Unidad de Biometría, CIAT. 53 p. 1975 (fotocopiado).
2. Amézquita, M.C. Utilización de la estadística y el diseño experimental en investigaciones en yuca. Unidad de Biometría, CIAT. 1977. 28 p. (fotocopiado).
3. Amézquita, M.C.; Muñoz, J.E. y Voyses, O. Eficiencia y precisión del diseño en Látices bajo distinto número de repeticiones y tamaños de parcela en ensayos de rendimiento en frijol (Phaseolus vulgaris L.) Unidad de Biometría, CIAT. Presentado en la XXIII Reunión Anual del P.C.C.M. CA, Panamá. 1977. 9p. (fotocopiado)
4. Baena, D; Amézquita, M.C.; Rodríguez, P.; Voyses, O.; Takegami, F. Estudio de la heterogeneidad del suelo, del tamaño y forma de parcela y del número de repeticiones óptimas en ensayos de uniformidad en frijol (Phaseolus vulgaris L.) Unidad de Biometría, CIAT, presentado en la XXIII Reunión Anual del P.C.C.M.C.A. Panamá 1977. p.24.
5. Calero, E. Estudio del tamaño y forma de parcela para ensayos de campo en frijol (Phaseolus vulgaris L.) IICA. 1965 36 p. (fotocopiado)

entre el rendimiento por planta y el nivel de densidad de siembra.

En el diseño de Surcos Paralelos, cada fila corresponde a un distinto nivel de densidad de población. El número de plantas por fila se mantiene constante, pero la distancia entre filas varía de forma sistemática.

La forma de análisis es similar a la utilizada en el caso del diseño de Abanico.

Utilización de estos diseños:

Vale la pena insistir en que la validez de los resultados obtenidos al utilizar los diseños de Abanico y Surcos Paralelos en ensayos de densidad en frijol depende de:

- La existencia de una alta correlación entre el rendimiento individual por planta y el rendimiento por unidad de área bajo una misma densidad de siembra.
 - La homogeneidad del terreno experimental escogido.
-