

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE AGRONOMIA



ARREGLO EN PARCELAS DIVIDIDAS

SEMINARIO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE  
INGENIERO AGRONOMO FITOTECNISTA  
PRESENTA

NAHUM ESPINOZA MORENO

MONTERREY, N. L.

AGOSTO DE 1979

040.630  
FA1  
1979

F

QA279

E8

C.1



1080062554

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE AGRONOMIA



ARREGLO EN PARCELAS DEVIDIDAS



AUDITORIA  
U. A. N. L.

SEMINARIO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE  
INGENIERO AGRONOMO FITOTECNISTA  
PRESENTA

NAHUM ESPINOZA MORENO

MONTERREY, N. L.

AGOSTO DE 1979

5360

A handwritten signature in dark ink, appearing to be 'Ram'.

7  
GA 279  
EB



Biblioteca Central  
Maestra Soledad

F. Tesis



UANL  
FONDO  
TESIS LICENCIATURA

040.630

FAI

1979

c.7

A QUIENES TODO ME HAN DADO

MIS PADRES:

SR. NAHUM ESPINOZA TAVERA

SRA. ELVIA MORENO DE ESPINOZA

Con inmenso cariño y eterno agradecimiento  
por sus esfuerzos y abnegación con que so  
tuvieron mi carrera.

A MIS HERMANAS:

MARTHA

NOHEMI

RUTH

EDITH

ETHEL

A MI ABUELITA:

SRA. DOMITILA ZAPATA

Con cariño y respeto.

A MIS TIOS Y PRIMOS:

A MIS MAESTROS:

ING. EMILIO OLIVARES SAENZ

ING. BENJAMIN IBARRA

Que con sus valiosos conocimientos impartidos y con sus buenos consejos, hicieron menos difícil el logro de mi carrera.

A MIS COMPAÑEROS Y AMIGOS:



# I N D I C E

	PAGINA
I N T R O D U C C I O N . . . . .	1
E L A R R E G L O E N P A R C E L A S D I V I D I D A S . . . . .	3
C O M P A R A C I O N C O N L O S B L O Q U E S A L A Z A R . . . . .	10
E L A N A L I S I S E S T A D I S T I C O . . . . .	12
U N E J E M P L O D E P A R C E L A S D I V I D I D A S . . . . .	18
D A T O S P E R D I D O S E N A R R E G L O D E P A R C E L A S D I V I D I D A S .	32
L A E X T E N S I O N D E L A R R E G L O D E P A R C E L A S D I V I D I D A S . .	35
E L A N A L I S I S D E C O V A R I A N Z A E N P A R C E L A S D I V I D I D A S .	39
P A R C E L A S D I V I D I D A S E N T I E M P O . . . . .	42
E L M O D E L O D E P A R C E L A S D I V I D I D A S . . . . .	50
B I B L I O G R A F I A . . . . .	54

## I N T R O D U C C I O N

Existen situaciones experimentales en las que algún factor requiere unidades experimentales muy grandes, debido a su propia naturaleza. En estos casos si se desea estudiar conjuntamente otro factor (ó más factores) se puede subdividir las unidades experimentales grandes en unidades experimentales más pequeñas y asignar los niveles del segundo (ó más factores) a esas unidades experimentales más pequeñas. Al arreglo resultante se conoce como parcelas divididas.

También es muy eficaz el arreglo en parcelas divididas cuando se necesita evaluar con mejor precisión los niveles de cualquiera de los factores.

Este arreglo se utiliza, en lugar del arreglo factorial, cuando es muy difícil establecer en el campo todas las combinaciones de los niveles de los factores por separado; esto es, el arreglo en parcelas divididas, facilita las operaciones agrícolas en experimentos como fechas de siembra con variedades, lámina de riego con densidades, insecticidas con dosis de insecticidas, etc.

El nombre de este arreglo proviene del término para -

las unidades experimentales en experimentos agronómicos. Según el autor, la terminología de las unidades experimentales es variable, así tenemos que a las unidades experimentales grandes, les llaman parcelas grandes, parcelas principales, unidades completas, etc., y a las unidades experimentales -- más pequeñas les llaman subparcelas, subunidades, etc. Aquí se verán los términos parcelas grandes y subparcelas.

## EL ARREGLO EN PARCELAS DIVIDIDAS.-

Cuando se tiene que evaluar dos ó mas factores y la naturaleza de la serie de tratamientos requiere de unidades experimentales grandes ó cuando se necesita evaluar con mejor precisión los niveles de algún factor, se utiliza el arreglo en parcelas divididas.

Algunos ejemplos de factores cuya naturaleza requiere unidades grandes, se dan en la Tabla # 1.

TABLA # 1.- Ejemplos de Factores en Arreglos en Parcelas Divididas.

No.	U . E* GRANDES	U. E. PEQUEÑAS
1	Películas	Maestros y Alumnos.
2	Máquinas ordeñadoras	Métodos de enfriamiento, - - pasteurización o empaque.
3	Catador	Muestras de vino, queso, café etc.
4	Métodos de Irrigación	Variedades, Fertilizante.
5	Parcelas operadas con Maquinaria	Parcelas operadas a mano.
6	Una parcela ó Arbol	Hojas o muestras de hojas.
7	Un Animal (su dieta, - raza, etc.)	Cortes de carne para ver su - sabor, contenido de proteína, etc.
8	Tiendas o Granjas (su manejo)	Tipo de propaganda ó Area de producción.
9	Diferentes insectici- das	Dosis de cada insecticida.

\* U. E. = Unidad Experimental.

Como se ve, hay un gran número de situaciones donde -  
naturalmente surgen unidades experimentales grandes para - -  
ciertos factores y unidades experimentales pequeñas para - -  
otros en las mismas situaciones experimentales.

Según Steel y Torrie, el arreglo en parcelas divididas  
es conveniente en las siguientes situaciones:

1.- Puede ser usado cuando los tratamientos asociados  
con los niveles de uno ó más de los factores requieren gran--  
des cantidades de material experimental en una unidad experi-  
mental.

Esto es común en experimentación de campo, de laborator  
rio, industrial y social. Por ejemplo, en un experimento de -  
campo, uno de los factores pudiera ser métodos de preparación  
del terreno ó aplicación de fertilizantes, ambos usualmente -  
requieren grandes unidades experimentales. El otro factor pu-  
diera ser variedades, las cuales pueden ser comparadas usando  
unidades experimentales más pequeñas.

2.- El arreglo puede ser utilizado cuando un factor --  
opcional se incorporó en un experimento para incrementar su -  
alcance. Por ejemplo, supóngase que la mayor importancia de -  
un experimento es el de comparar el efecto de diferentes fun-

gicidas como protectores contra la infección de una enfermedad. Para incrementar la extensión del experimento, diferentes variedades son incluidas, las cuales son conocidas por diferir en su resistencia a la enfermedad. Aquí las variedades pudieran ser arregladas en las unidades experimentales grandes y las semillas protegidas en las unidades experimentales pequeñas.

3.- De información previa, se puede conocer que diferencias más grandes pueden ser esperadas entre los niveles de ciertos factores que entre los niveles de otros.

En este caso, las combinaciones de tratamientos para los factores donde se esperan grandes diferencias son asignadas al azar a las unidades experimentales grandes, simplemente como una cuestión de conveniencia.

4.- El arreglo es usado donde se desea mayor precisión para comparaciones entre ciertos factores que para otros. Esto es esencialmente lo mismo que la tercera situación, pero las razones pueden ser diferentes.

En general, para el arreglo de parcelas divididas, la distribución de la parcela grande se hace en bloques al azar ó en cuadro latino y la distribución de las subparcelas, dentro de la parcela grande, se hace completamente al azar.

Para comprenderlo mejor, pongamos un ejemplo: Supongamos que hay que probar tres niveles del factor A ( $a_1, a_2, a_3$ ) en bloques al azar tal como se muestra en la Figura 1, y que dentro de cada bloque cada nivel del factor A se asigna al azar a una parcela de terreno. Para ciertos tipos de tratamientos (por ejemplo, métodos de labranza ó irrigación) la parcela de terreno no puede ser demasiado pequeña. La parcela de terreno relativamente grande es la unidad de experimentación respecto al factor A. Supongamos que hay que probar al mismo tiempo cuatro niveles del factor B ( $b_1, b_2, b_3, b_4$ ) cada uno de ellos en combinación con cada uno de los niveles del factor A, de forma que en conjunto hay  $3 \times 4 = 12$  combinaciones de los niveles de los factores A y B, siendo cada una de ellas un tratamiento.

Con el fin de introducir las  $b$ , cada una de las parcelas originales (niveles del factor A) se puede dividir en cuatro subparcelas, asignándose al azar a estas subparcelas los cuatro niveles de B, tal como se indica en la Figura 1.

FIGURA # 1.- Un arreglo de parcela dividida en bloques al -- azar con tres niveles del factor A ( $a_1, a_2, a_3$ ) para las parcelas grandes y cuatro niveles del factor B, ( $b_1, b_2, b_3, b_4$ ) para las subparcelas, dentro de cada parcela grande, con tres repeticiones.

	$a_3$				$a_2$				$a_1$			
$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_4$	$b_4$	$b_1$	$b_3$	$b_2$	$b_2$	$b_4$	$b_1$	$b_3$	
	$a_2$				$a_1$				$a_3$			
$b_1$	$b_4$	$b_2$	$b_3$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$b_1$	$b_4$	$b_3$	$b_2$	$b_1$	
	$a_3$				$a_1$				$a_2$			
$b_1$	$b_2$	$b_4$	$b_3$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_4$	$b_3$	$b_4$	$b_1$	$b_2$	

Se debe notar que los niveles del factor B, que van -- asignados a las subparcelas, no son aleatorios sobre todo el bloque completo, sino solamente sobre las parcelas grandes.

Una consecuencia de esto es que el error experimental para el factor B, es diferente (característicamente menor) -- que para el factor que va asignado a las parcelas grandes -- (factor A). Lo que sucede es que los niveles del factor A no



son comparados tan minuciosamente como los niveles del factor B, por dos razones: Se proporcionan menos repeticiones y las diferencias de los niveles del factor de subparcelas están comprendidas en el error para evaluar los efectos de los niveles del factor que va asignado a las parcelas grandes.

Un modelo para este experimento pudiera ser:

$$Y_{ijk} = \underbrace{\mu + R_i + A_j + RA_{ij}}_{\text{Parcela Grande}} + \underbrace{B_k + RB_{ik} + AB_{jk} + RAB_{ijk}}_{\text{Subparcela}}$$

Los primeros tres términos en este modelo representan la parcela grande, y la interacción RA es frecuentemente referida como el error de parcelas grandes. La suposición usual es que esta interacción no existe, que este término es realmente un estimador del error dentro de la parcela grande.

Los últimos cuatro términos representan las subparcelas, y la interacción RAB es referida como el error de subparcelas. Algunas veces, el término RB es también considerado -- inexistente y es combinado con RAB como un término de error.

En suma, puesto que los experimentos de parcelas divididas la variación entre subparcelas se espera que sea menor que entre parcelas grandes, los factores que requieren canti-

dades más pequeñas de material experimental, o que son de mayor importancia, o que son esperados para exhibir diferencias más pequeñas, o para los cuales se desea mayor precisión por alguna razón, son asignados a las subparcelas.

Ahora bien, por otra parte, cada parcela grande puede ser considerada como un bloque por lo que concierne al factor B, pero sólo es un bloque incompleto en cuanto concierne a la prueba completa de tratamientos. Por esta razón, el arreglo en parcelas divididas se considera como un caso especial de los diseños de bloques incompletos. Desde este punto de vista, el arreglo puede describirse como un sistema confundido en el cual los efectos principales del factor A se han confundido con los bloques incompletos.

Se puede describir más claramente este arreglo para mostrar su relación con el arreglo factorial confundido. Si las subparcelas se consideran como unidades experimentales, se ve que los niveles  $a_1$   $a_2$   $a_3$  son aplicados a grupos o bloques de cuatro unidades. Las diferencias entre estos bloques se confunden con las diferencias entre los niveles de A, es decir, se confunden los efectos principales de A. Por lo tanto, el arreglo en parcelas divididas, se considera en algunas ocasiones -

como un arreglo en el cual ciertos factores principales están confundidos, contrastando con los arreglos factoriales donde la confusión está restringida a las interacciones.

#### COMPARACION CON LOS BLOQUES AL AZAR.-

Resulta instructivo comparar el arreglo de parcelas divididas con los bloques al azar, y observar como, por medio de un control local más efectivo, se asegura una similitud mayor de condiciones, para las comparaciones entre los métodos de -- plantar en el arreglo de parcelas divididas, que la posible en un bloque al azar, se notará también que el arreglo de parcelas divididas facilita las operaciones agrícolas cuando se consideran tratamientos como irrigación, y otros tratamientos de cultivo, como fechas de siembra, espaciamento, arado, etc., ya - que éstos pueden asignarse a las parcelas grandes.

El aspecto más característico del arreglo en parcelas - divididas es que hay dos varianzas del error: una para los niveles del factor asignado a parcelas grandes, y otra para los niveles del factor asignado a subparcelas e interacción. De - ordinario las subparcelas, dentro de una parcela grande, son - más homogéneas que las mismas parcelas grandes. Por esta razón la varianza del error de las parcelas grandes normalmente es -

mayor que la varianza del error de las subparcelas.

Con el arreglo en parcelas divididas, comunmente los efectos de B y AB, se estiman más precisamente que los efectos de A, por lo dicho anteriormente. Además el número de grados de libertad disponible para el cuadrado medio del error experimental es más pequeño para las comparaciones de las parcelas grandes que para las comparaciones de las subparcelas.

Puede demostrarse que el error experimental promedio sobre todas las comparaciones de tratamientos es el mismo para ambos arreglos. En consecuencia, no hay una ganancia neta en precisión como resultado del uso del arreglo en parcela dividida; el aumento de precisión en B y AB se obtiene mediante el sacrificio en A. Para pruebas de significancia y construcción de intervalos de confianza, el arreglo en bloques al azar mantiene una ligera ventaja en promedio, debido a que ofrece -- más grados de libertad para la estimación de la única varianza del error que se requiere.

Como ya se ha indicado, la principal ventaja práctica del arreglo en parcelas divididas es que permite utilizar factores que requieren cantidades relativamente grandes de mate-

rial y factores que requieren sólo cantidades pequeñas de material para ser combinados en el mismo experimento.

Las desventajas del arreglo en parcelas divididas son que los factores que van a las parcelas grandes resultan con poca precisión, por tener menos observaciones y un error interbloque mayor que el intrabloque. Además, el hecho de que las diferentes comparaciones de tratamientos tengan distintas varianzas del error hace el análisis más complejo que el de bloques al azar, y, a un más, si hay datos perdidos.

#### EL ANALISIS ESTADISTICO.-

Ahora se discutirá la forma del análisis de varianza para un experimento de parcelas divididas de dos factores para un diseño de bloques al azar. Sea  $r$  el número de bloques,  $a$  el número de niveles del factor A ó parcelas grandes por bloques, y  $b$  el número de niveles del factor B ó subparcelas por parcela grande. Supongamos  $r = 3$ ,  $a=4$  y  $b=2$ . Las parcelas grandes constan de  $ar = 12$  unidades experimentales.

Los 11 grados de libertad entre parcelas grandes están particionados en 2 G.L. para bloques, 3 G.L. para el efecto -

principal de A, 6 G.L. para un error experimental aplicable para comparación de parcelas grandes. Dentro de cada parcela grande hay 1 G.L. asociado con la variación entre subparcelas dentro de una parcela grande, obteniendo un total de 12 G.L. dentro de parcelas grandes para el experimento. Estos 12 G.L. están particionados en 1 G.L. para el efecto principal de B, 3 G.L. para la interacción AB, y 8 G.L. para un error experimental aplicable para comparación de subparcelas.

La partición de los grados de libertad para un experimento en parcelas divididas en el cual las parcelas grandes son arregladas completamente al azar, en bloques al azar y en cuadro latino, es dada en la Tabla # 2.

En el análisis de parcelas grandes, de la tabla 2, hay que observar el factor A. En el diseño bloques al azar, se supone que los bloques no interactúan con el factor B; en el diseño latino se supone que ni hileras ni columnas interactúan con el factor B.

Si hay razón para dudar de esta suposición, el error (B) deberá ser más particionado en componentes de acuerdo a un modelo más completo.

TABLA # 2.- Partición de G.L. para un experimento en parcelas divididas con diferentes arreglos de las parcelas grandes.

Completamente al azar r repeticiones		Bloques al azar r repeticiones = Bloques		Cuadro latino r repeticiones = lado del cuadro	
Fuente	G.L.	Fuente	G.L.	Fuente	G.L.
Análisis de las Parcelas Grandes					
A	a-1	repeticiones	r-1	hileras	a-1
		A	a-1	columnas	a-1
				A	a-1
Error (a)	a(r-1)	Error (a)	(a-1)(r-1)	Error (a)	(a-1)(a-2)
Total de parcelas	ar-1	Total de parcelas	ar-1	Total de parcelas	a <sup>2</sup> -1
Análisis de las subparcelas					
A	b-1	B	b-1	B	b-1
AB	(a-1)(b-1)	AB	(a-1)(b-1)	AB	(a-1)(b-1)
Error (b)	a(r-1)(b-1)	Error (b)	a(r-1)(b-1)	Error (b)	a(a-1)(b-1)
Total de subparcelas	ar(b-1)	Total de subparcelas	ar(b-1)	Total de subparcelas	a <sup>2</sup> (b-1)
TOTAL	abr-1	TOTAL	abr-1	TOTAL	a <sup>2</sup> b-1

Las sumas de cuadrados y cuadrados medios para los diferentes efectos de tratamientos, así como para las repeticiones, se calculan en la forma usual. Sin embargo, nótese que todo el análisis se efectúa sobre la base de subparcelas y --

que el divisor de cada suma de cuadrados depende del número de subparcelas de que se compone cada uno de los términos que deben elevarse al cuadrado. Tenemos que obtener, además, estimaciones separadas de la varianza del error para parcelas - - grandes y para subparcelas. Así tenemos un cuadrado medio para el error de parcelas grandes y otro para el error de subparcelas.

CALCULO DE LAS SUMAS DE CUADRADOS:

$$1.- \text{ Factor de Corrección} = \frac{\left( \sum_c \sum_j \sum_k \sum_r \sum_a \sum_b Y_{cijk} \right)^2}{rab} = \frac{Y^2 \dots}{rab}$$

$$2.- \text{ S.C. bloques} = \frac{\left( \sum_c \sum_j \sum_k \sum_r \sum_a \sum_b Y_{cijk} \right)^2}{rab} - \text{F.C.} = \frac{\sum Y_{c..}^2}{ab} - \text{F.C.}$$

$$3.- \text{ S.C. A} = \frac{\sum_c \sum_j \sum_k \sum_r \sum_a \sum_b Y_{cijk}^2}{rb} - \text{F.C.} = \frac{\sum Y_{.j.}^2}{rb} - \text{F.C.}$$

$$4.- \text{ S.C. error (a)} = \frac{\sum_c \sum_j \sum_k \sum_r \sum_a \sum_b Y_{cijk}^2}{b} - \text{F.C.} - \text{S.C. BLOQUES} - \text{S.C.A}$$

$$5.- \text{ S.C. Total} = \sum_c \sum_j \sum_k \sum_r \sum_a \sum_b Y_{cijk}^2 - \text{F.C.}$$



$$6.- \text{ S.C. B} = \frac{\sum_{k=1}^b \left( \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a Y_{ijk} \right)^2}{r a} - \text{ F.C.}$$

$$7.- \text{ S.C. AB} = \frac{\sum_{k=1}^b \sum_{i=1}^r \left( \sum_{j=1}^a Y_{ijk} \right)^2}{r} - \text{ F.C.} - \text{ S.C.A} - \text{ S.C.B}$$

$$8.- \text{ S.C. error (b)} = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a \sum_{k=1}^b Y_{ijk}^2 - \text{ F.C.} - \text{ S.C.A} - \text{ S.C.AB} - \text{ S.C.B} \\ - \text{ S.C. Bloques} - \text{ S.C. error (a)}$$

## PRUEBAS DE F

$$\text{Factor A : } F = \frac{S_A^2}{S_{\text{error (a)}}^2} ; \text{ F.05 (g.l.A, g.l. error (a) )}$$

$$\text{Factor B : } F = \frac{S_B^2}{S_{\text{error (b)}}^2} ; \text{ F.05 (g.l. B, g.l. error (b) )}$$

$$\text{Interacción AB: } F = \frac{S_{AB}^2}{S_{\text{error (b)}}^2} ; \text{ F.05 (g.l. AB, g.l. error (b) )}$$

Donde:  $S_A^2$  es en la tabla de ANVA el cuadrado medio del Factor A

$S_B^2$  es en la tabla de ANVA el cuadrado medio del Factor B

$S_{AB}^2$  es en la tabla de ANVA el cuadrado medio de la Interacción

$S_{\text{error (a)}}^2$  es en la tabla de ANVA el cuadrado medio del error (a)

$S^2_{\text{error}(b)}$  es en la tabla de ANVA el cuadrado medio del error (b)

Fórmulas del error típico ó estándar de la media y - del error estándar de la diferencia de medias:

Llamando a  $S^2_{\text{error}(a)} = \text{CME}(a)$        $S^2_{\text{error}(b)} = \text{CME}(b)$

1.- Diferencia entre medias para niveles del factor A

Ejemplo:  $a_2 - a_1$

$$\bar{Y}_j = \frac{Y_{.j.}}{rb} \quad S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{\text{CME}(a)}{rb}} \quad S_{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2} = \sqrt{\frac{\text{CME}(a)}{rb}}$$

2.- Diferencia entre medias para niveles del factor B

Ejemplo:  $b_2 - b_1$

$$\bar{Y}_k = \frac{Y_{.k.}}{ra} \quad S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{\text{CME}(b)}{ra}} \quad S_{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2} = \sqrt{\frac{2\text{CME}(b)}{ra}}$$

3.- Si hay interacción: Diferencia entre medias de B al mismo nivel de A.

Ejemplo:  $a_1 b_2 - a_1 b_1$

$$\bar{Y}_{jk} = \frac{Y_{.jk}}{r} \quad S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{\text{CME}(b)}{r}} \quad S_{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2} = \sqrt{\frac{\text{CME}(b)}{r}}$$

4.- Diferencia entre medias de A al mismo nivel de B ó a diferentes niveles de B.

Ejemplo:  $a_2 b_1 - a_1 b_1, a_2 b_2 - a_1 b_1$

$$\bar{Y}_{jk} = \frac{Y_{.jk}}{r}$$

En este caso es recomendable la prueba t pero aplicando la siguiente fórmula:

$$s_{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2} = \sqrt{\frac{2[(b-1) \text{CME}(b) + \text{CME}(a)]}{rb}}$$

#### UN EJEMPLO DE PARCELAS DIVIDIDAS.-

En un experimento se comparó los rendimientos de cuatro lotes de avena para tres tratamientos químicos en semilla y uno no tratado. Dos de los lotes de semilla fueron Vicland (1) designados por Vicland cuando infectó con H. victoriae y cuando no infectó (2). Los otros dos lotes de semilla fueron pruebas de avena Clinton y Branch, los cuales son resistentes a H. victoriae. Los lotes de semilla, factor A, fueron asignados al azar a las parcelas grandes dentro de cada bloque; las semillas protegidas (tratadas químicamente), factor B, fueron asignadas al azar a las subparcelas dentro de cada parcela.

El diseño es un Parcelas Divididas en Bloques al Azar, de cuatro bloques. Los rendimientos en bushes/acre son dadas en la Tabla # 3.

El análisis de varianza es calculado en base a una sub parcela. Sea,  $Y_{ijk}$  denota el rendimiento en el  $i$ -ésimo bloque al  $j$ -ésimo nivel del factor A y al  $k$ -ésimo nivel del factor B. Entonces  $Y_{i..}$  es el total para el  $i$ -ésimo bloque, la suma de las  $ab$  observaciones de las subparcelas;  $Y_{.j.}$  es el total para todas las subparcelas que reciben al factor A en el  $j$ -ésimo nivel, la suma de las  $rb$  observaciones;  $Y_{..k}$  es el total para todas las subparcelas que reciben al factor B en el  $k$ -ésimo nivel, la suma de las  $ra$  observaciones;  $Y_{ij.}$  es el total de la parcela grande, la suma de las  $b$  observaciones, etc.

TABLA # 3.- Rendimiento de avena, en bushes for acre.

Lotes de Semilla A	Bloques	T R A T A M I E N T O S B				Agrox	Totales
		Check	Ceresan M	Panogen	Agrox		
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	
<b>T O T A L E S</b>						<b>679.3</b>	
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	
<b>T O T A L E S</b>						<b>854.5</b>	
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	12.6	52.7	204.9	
	4	50.3	46.7	50.3	51.8	199.1	
<b>T O T A L E S</b>						<b>868.9</b>	
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	
<b>T O T A L E S</b>						<b>977.1</b>	
<b>TRATAMIENTO TOTALES</b>						<b>3,379.8</b>	

BLOQUES TOTALES  
1 965.3  
2 936.8  
3 733.8  
4 743.9

CALCULO DE LAS SUMAS DE CUADRADOS:

$$F.C. = \frac{Y^2 \dots}{r a b} = \frac{(3,379.8)^2}{(4)(4)(4)} = 178,485.13$$

$$SC_{Total} = \sum_{ijk} Y^2_{ijk} - F.C. = 42.9^2 + \dots + 47.4^2 - F.C. = 7,797.39$$

$$SC_{Parc. grandes} = \frac{\sum_i Y^2_{i..}}{b} - F.C. = \frac{190.6^2 + \dots + 209.6^2}{4} - F.C. = 6,309.19$$

$$SC_{Bloques} = \frac{\sum_{i..} Y^2_{i..}}{ab} - F.C. = \frac{965.3^2 + \dots + 743.9^2}{16} - F.C. = 2,842.87$$

$$SC_{(A=Lotes de semillas)} = \frac{\sum_{i..} Y^2_{i..}}{r b} - F.C. = \frac{679.3^2 + \dots + 977.1^2}{16} - F.C. = 2,848.02$$

$$SC_{error (a)} = S.C. parcelas grandes - S.C. bloques - SC_A$$

$$= 6,309.19 - (2,842.87 + 2,848.02) = 618.30$$

$$SC_{(B=Tratam. de semilla)} = \frac{\sum_{k..} Y^2_{k..}}{r a} - F.C. = \frac{811.0^2 + \dots + 835.6^2}{4(4)} - F.C. = 170.53$$

$$SC_{AB} = \frac{\sum_{jk} Y^2_{.jk}}{r} - F.C. - SC_A - SC_B$$

$$= \frac{144.2^2 + \dots + 245.0^2}{4} - F.C. - (2,848.02 + 170.53) = 586.47$$

$$SC_{error (b)} = S.C. total - S.C. parc. grandes - S.C. B - SC_{AB}$$

$$= 7,797.39 - 6,309.19 - 170.53 - 586.47 = 731.20$$

Las sumas de cuadrados son colocadas en una tabla de análisis de varianza tal como la Tabla # 4.

TABLA # 4.- Análisis de Varianza para datos de la Tabla # 3.

Fuente de Variación	g.l.	S.C.	C.M.	F
Bloques	3	2,842.87	947.62	
Lotes de semilla, A	3	2,848.02	949.34	13.82**
Error (a)	9	618.30	68.70	
Tratam. de semilla, B	3	170.53	56.84	2.80
Interacción AB	9	586.47	15.16	3.21**
Error (b)	36	731.20	20.31	
Total	63	7,797.39		

  

Coeficiente de Variabilidad	C.V (a) =	$\frac{\sqrt{68.70}}{52.8}$	(100) = 15.7%
	C.V (b) =	$\frac{\sqrt{20.31}}{52.8}$	(100) = 8.5%

Para el modelo fijo, el valor de F para los lotes de se millas requiere  $E_a$  en el denominador, para los tratamientos de semillas y la interacción requieren  $E_b$ .

El cuadrado medio para los lotes de semilla es altamente significativo, el cuadrado medio para los tratamientos de -

semillas no es significativo al nivel de 5% y al cuadrado - medio para la interacción es altamente significativo.

Para el modelo aleatorio, la selección del denominador, para las diferentes pruebas de F no puede ser en forma directa. (ver Tabla # 13).

Puesto que la interacción es significativa, diferencias en las respuestas entre lotes de semillas varían sobre tratamientos de semillas en una forma no determinada y la hipótesis nula no puede explicarse fácilmente; entonces es importante -- examinar los efectos simples. Los efectos simples de más interés son aquellos entre los cuatro tratamientos de semillas dentro de cada lote de semilla. Para las comparaciones deseadas se utiliza el método de comparación de medias de Tukey, las medias de tratamientos se dan en la Tabla # 5.



TABLA # 5.- Rendimientos medios de avena, en bushes por acre, para datos de Tabla # 3.

Lotes de semilla	Tratamientos de Semillas				Media de - Lotes de - Semilla
	Check	Ceresan M	Panogen	Agrox	
Vicland (1)	36.1	50.6	45.9	37.3	42.5
Vicland (2)	50.9	55.4	53.1	54.3	53.4
Clinton	53.9	51.4	55.9	56.1	54.3
Branch	61.9	63.4	57.7	61.3	61.1
Medias de Tra- tamientos de Semillas	50.7	55.2	53.1	52.2	52.8

Comparación de medias de tratamientos de semillas en el lote Vicland (1).

1ª Se ordenan las medias de mayor a menor

Tratamiento	$\bar{Y}$
Ceresan M	50.6
Panogen	45.9
Agrox	37.3
Check	36.1

2ª Se calcula  $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{CME (b)}{r}}$

$$S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{20.31}{4}} = 2.253330868$$

3.-Se obtiene de tablas  $q(\alpha, p, N_2)$

$\alpha$  = nivel de significancia

$p$  = número total de medias

$N_2$  = g.l. del error

$$q(.05, 4, 36) = 3.81$$

$$q(.01, 4, 36) = 4.74$$

4.- Se calcula  $RME = q(\alpha, p, N_2) S_{\bar{y}}$

$$RME_{0.05} = 3.81 \times 2.253330868 = 8.5852$$

$$RME_{0.01} = 4.74 \times 2.253330868 = 10.680788$$

5.- Se comparan las medias a ambos niveles de significancia

<u>0.05</u>	<u>0.01</u>
$50.6 - 45.9 = 4.7 < 8.58$	$50.6 - 45.9 = 4.7 < 10.68$
$50.6 - 37.3 = 13.3 > 8.58 *$	$50.6 - 37.3 = 13.3 > 10.68 **$
$45.9 - 37.3 = 1.2 > 8.58 *$	$45.9 - 37.3 = 8.6 < 10.68$
$37.3 - 36.1 = 1.2 < 8.58$	$45.9 - 36.1 = 9.8 < 10.68$

\* Significativo al nivel de 0.05.

\*\* Significativo al nivel de 0.01

6.- Se presentan los datos en forma tabulada:

TRATAMIENTO	$\bar{Y}$	0.05	0.01
	50.6	a	a
	45.9	a	a b
	37.3	b	b
	36.1	b	b

Se concluye que para Vicland(1) el incremento en rendimiento sobre Check es altamente significativo para Ceresan M y Panogen, pero no para Agrox.

Comparación de medias de tratamientos de semillas en el lote de Vicland(2).

1.- Se ordenaron las medias

Tratamiento	$\bar{Y}$	0.05
Ceresan M	55.4	a
Agrox	54.3	a
Panogen	53.1	a
Check	50.9	a

2.- Se calcula  $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{CME(b)}{r}}$

$$S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{20.31}{4}} = 2.253330868$$

3.- Se obtiene de tablas  $q(\alpha, p, N_2)$

$$q(.05, 4, 36) = 3.81$$

$$q(.01, 4, 36) = 4.74$$

4.- Se calcula  $RME = q(\alpha, p, N_2) \frac{s}{\bar{Y}}$

$$RME_{0.05} = 8.5852$$

$$RME_{0.01} = 10.680788$$

5.- Se comparan las medias a ambos niveles de significancia.

<u>0.05</u>	<u>0.01</u>
55.4 - 54.3 = 1.1 < 8.58	55.4 - 54.3 = 1.1 < 10.68
55.4 - 53.1 = 2.3 < 8.58	55.4 - 53.1 = 2.3 < 10.68
55.4 - 50.9 = 4.5 < 8.58	55.4 - 50.9 = 4.5 < 10.68

6.-

TRATAMIENTO	Y	0.05	0.01
Ceresan M	55.4	a	a
Agrox	54.3	a	a
Panogen	53.1	a	a
Check	50.9	a	a

Se concluye que para Vicland(2) no hay diferencia significativa entre efectos de tratamientos.

Comparación de medias de tratamientos de semillas en -  
el lote Clinton.

1.- Se ordenan las medias

TRATAMIENTO	$\bar{Y}$
Agrox	56.1
Panogen	55.9
Check	53.9
Ceresan M	51.4

2.- Se calcula  $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{CME(b)}{r}}$

$$S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{20.31}{4}} = 2.253330868$$

3.- Se obtiene de tablas  $q(\alpha, p, N_2)$

$$q(0.05, 4, 36) = 3.81$$

$$q(0.01, 4, 36) = 4.74$$

4.- Se calcula  $RME = q(\alpha, p, N_2) S_{\bar{Y}}$

$$RME_{0.05} = 8.5852$$

$$RME_{0.01} = 10.680788$$

5.- Se comparan las medias a ambos niveles de significancia.

<u>0.05</u>	<u>0.01</u>
$56.1 - 55.9 = 0.2 < 8.58$	$56.1 - 55.9 = 0.2 < 10.68$
$56.1 - 53.9 = 2.2 < 8.58$	$56.1 - 53.9 = 2.2 < 10.68$
$56.1 - 51.4 = 4.7 < 8.58$	$56.1 - 51.4 = 4.7 < 10.68$

6.- Tabla de resultados

TRATAMIENTO	$\bar{Y}$	0.05	0.01
Agrox	56.1	a	a
Panogen	55.9	a	a
Check	53.9	a	a
Ceresan M	51.4	a	a

Se concluye que para Clinton no hay diferencia signifi-  
cativa entre efectos de tratamientos.

Comparación de medias de tratamientos de semillas en el lote Branch

1.- Se ordenan las medias

TRATAMIENTO	$\bar{Y}$
Ceresan M	63.4
Check	61.9
Agrox	61.3
Panogen	57.7

2.- Se calcula  $S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{CME(b)}{r}}$

$$S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{20.31}{4}} = 2.253330868$$

3.- Se obtiene de tablas  $q(\alpha, p, N_2)$

$$q(0.05, 4, 36) = 3.81$$

$$q(0.01, 4, 36) = 4.74$$

4.- Se calcula  $RME = q(\alpha, p, N_2) S_{\bar{Y}}$

$$RME_{0.05} = 8.5852$$

$$RME_{0.01} = 10.680788$$

5.- Se comparan las medias a ambos niveles de significancia.

<u>0.05</u>	<u>0.01</u>
$63.4 - 61.9 = 1.5 < 8.58$	$63.4 - 61.9 - 1.5 < 10.68$
$63.4 - 61.3 = 2.1 < 8.58$	$63.4 - 61.3 = 2.1 < 10.68$
$63.4 - 57.7 = 5.7 < 8.58$	$63.4 - 57.7 = 5.7 < 10.68$

6.- Tabla de Resultados

TRATAMIENTO	$\bar{Y}$	0.05	0.01
Ceresan M	63.4	a	a
Check	61.9	a	a
Agrox	61.3	a	a
Panogen	57.7	a	a

Se concluye que para Branch no hay diferencia significativa entre efectos de tratamientos.



## DATOS PERDIDOS EN EL ARREGLO DE PARCELAS DIVIDIDAS.-

Fórmulas para estimar observaciones perdidas en el -- arreglo de parcelas divididas fueron dadas por Anderson.

Considerando el caso donde una subparcela está perdida y el tratamiento es  $a_j b_k$ . Sea  $Y$  que representa la observación de la subparcela perdida,  $W$  es el total de las subparcelas observadas en la parcela grande de la cual la observación está perdida,  $(a_j b_k)$  es el total de las subparcelas observadas que reciben el mismo tratamiento  $a_j b_k$ , y  $(a_j)$  es el total de las subparcelas observadas que reciben el  $j$ -ésimo nivel de  $A$ . -- Entonces la estimación del valor perdido es dada por la ecuación siguiente:

$$Y = \frac{rW + b(a_j b_k) - (a_j)}{(r-1)(b-1)}$$

Por ejemplo, suponer que en la tabla # 3, el valor de Check en el bloque I para Vicland(1), esto es, 42.9, está perdido. Entonces:

$$W = 190.6 - 42.9 = 53.8 + 49.5 + 44.4 = 147.7$$

$$(a_j b_k) = 144.2 - 42.9 = 41.6 + 28.9 + 30.8 = 101.3$$

$$(a_j) = 679.3 - 42.9 = 41.6 + 28.9 + \dots + 34.7 = 636.4$$

$$Y = \frac{4(147.7) + (101.3) - 636.4}{3(3)} = \frac{359.6}{9} = 40.0$$

Si diferentes valores están perdidos, cada uno en diferentes tratamientos de la parcela grande, se estiman los valores dentro de cada tratamiento de la parcela grande como se describió anteriormente.

En el análisis de varianza, se resta 1 grado de libertad del error (b) para cada observación perdida.

Así, se obtiene un estimador insesgado del error (b); pero la suma de cuadrados de los tratamientos y la suma de cuadrados para el error (a) son sesgados pues presentan valores mayores.

Cochran y Cox, obtuvieron fórmulas para estimar los errores estándar de la diferencia entre dos medias donde los valores perdidos están incluidos, éstas fórmulas son reproducidas en la tabla # 6.

TABLA # 6.- Errores estándar para el arreglo de Parcelas Divididas con datos perdidos.

COMPARACION DE TRATAMIENTOS	ERROR ESTANDARD
Diferencia entre dos medias de A	$\sqrt{\frac{2 [CME_a + f(CME_b)]}{rb}}$
Diferencia entre dos medias de B	$\sqrt{\frac{2CME_b(1+f^{b/a})}{ra}}$
Diferencia entre dos medias de B en el mismo nivel de A	$\sqrt{\frac{2CME_b(1+f^{b/a})}{r}}$
Diferencia entre dos medias de A en el mismo nivel de B ó a diferentes niveles de B	$\sqrt{\frac{2CME_a + 2CME_b[(b-1)+fb^2]}{rb}}$

Si falta sólo un valor en el experimento y si una media que contenga aquel valor es comparada con otra media, el factor  $f$  es  $(r-1)(b-1)/2$  y las fórmulas son exactas.

Sin embargo, si más de una observación está perdida,  $f$  depende de la localización de las observaciones perdidas.

La siguiente aproximación desarrollada por G.S. Watson es correcta para cierto número de casos; pero en ocasiones, - tiende a ser un poco alta:

$$f = \frac{k}{2(r-d)(b-k+c-1)}$$

Donde:  $k$  = es el número de observaciones perdidas.

$c$  = número de repeticiones que contienen una ó más de las observaciones perdidas.

$d$  = es el número de observaciones perdidas en el tratamiento de la subparcela  $a_j b_k$  que está más afectada.

Cuando se cuentan los valores de  $k$ ,  $c$  y  $d$ , hay que asegurarse de pasar por alto todas las observaciones perdidas, - excepto aquellas que ocurren en las dos medias que están siendo comparadas.

#### LA EXTENSIÓN DEL ARREGLO DE PARCELAS DIVIDIDAS.-

Si es necesario, el arreglo de parcelas divididas puede extenderse aún más, dividiendo las subparcelas en subparcelas de segundo orden ó sub-subparcelas, y asignadas a ellas aleatoriamente otro grupo de tratamientos. Así, con el fin de incluir

un nuevo factor C a  $c$  niveles, las subparcelas son divididas en sub-subparcelas.

Por lo tanto, habrá 3 varianzas de errores experimentales. Los errores (a) y (b) tienen las mismas funciones descritas anteriormente y se calculan de la misma manera, excepto que un divisor adicional  $c$  se introduce en todas las sumas de cuadrados, a fin de presentar el análisis en una base de sub-subparcelas.

El error (c) el cual generalmente será el más pequeño de los tres (debido a un control local más efectivo, correlación intraclase), se aplica a los efectos de C, AC, BC y ABC.

La división de los g.l. para los factores A y B ya ha sido dada en la tabla # 2. Para C y sus interacciones, la división se presenta en la tabla # 7.

El proceso de subdivisión puede ser llevado a cabo -- hasta donde sea conveniente. Sin embargo, no es necesario tener una división adicional por cada factor. Si tres factores son incluidos, las combinaciones AB pueden ser asignadas a -- las parcelas grandes y los niveles del factor C a las subpar-

celas, ó los niveles de A a las parcelas grandes y las combinaciones BC a las subparcelas.

TABLA # 7.-

FUENTE	g. l.
C	c-1
AC	(a-1) (c-1)
BC	(b-1) (c-1)
ABC	(a-1) (b-1) (c-1)
Error (c)	ab(r-1) (c-1)
Total de sub-subparcelas	abr(c-1)
T o t a l	abcr-1

Los errores estándar aplicables a los efectos de los factores A y B, ya dados anteriormente, permanecen válidos - aparte de la división por un factor adicional  $\sqrt{c}$ . Para las comparaciones principales, las cuales contienen los efectos de C, los errores estándares se presentan en la tabla # 8. Se supone que todas las medias de tratamientos y cuadrados medios del error están basados en una sub-subparcela.

TABLA # 8.- Errores e: estándar para arreglos de parcelas divididas con dos subdivisiones.

COMPARACION DE TRATAMIENTOS	ERROR ESTANDARD
$[c_1 - c_0]$	$\sqrt{\frac{2 CME(c)}{r a b}}$
$[a_1 c_1 - a_1 c_0]$	$\sqrt{\frac{2 CME(c)}{r b}}$
$[b_1 c_1 - b_1 c_0]$	$\sqrt{\frac{2 CME(c)}{r a}}$
$[a_1 b_1 c_1 - a_1 b_1 c_0]$	$\sqrt{\frac{2 CME(c)}{r}}$
$[b_1 c_1 - b_0 c_1] \text{ ó } [b_1 c_1 - b_0 c_0]$	$\sqrt{2 [(c-1) CME(c) + CME(b)] / r a c}$
$[a_1 b_1 c_1 - a_1 b_0 c_1]$	$\sqrt{2 [(c-1) CME(c) + CME(b)] / r c}$
$[a_1 c_1 - a_0 c_1] \text{ ó } [a_1 c_1 - a_0 c_0]$	$\sqrt{2 [(c-1) CME(c) + CME(a)] / r b c}$
$[a_1 b_1 c_1 - a_0 b_1 c_1]$	$\sqrt{2 [b(c-1) CME(c) + (b-1) CME(b) + CME(a)] / r b c}$

## EL ANALISIS DE COVARIANZA EN PARCELAS DIVIDIDAS.-

Cuando observaciones concomitantes son tomadas en un experimento de parcelas divididas, un análisis de covarianza puede ser hecho en la forma usual. Puesto que hay dos errores, habrá dos coeficientes de regresión, para corregir comparaciones entre y dentro de parcelas. Esto lleva alguna dificultad en la compilación de las tablas de medias, y es preferible usar la regresión dentro de parcelas, si ésta no difiere de la regresión entre parcelas. Usualmente esto será así, puesto que el factor concomitante trabajará de la misma manera dentro y entre parcelas. Algunas veces, sin embargo, habrá una diferencia entre las regresiones dentro y entre parcelas.

Por ejemplo, si las parcelas son jaulas de animales, los incrementos de peso más grande dentro de cada jaula pueden ser logrados por los animales más pesados al comienzo del experimento. Sin embargo, en este caso el alimento abastecido para cada jaula es limitado, las jaulas más pesadas pueden no corresponder a los incrementos totales de peso más grandes. Entonces, frecuentemente, será necesario probar si la regresión dentro de parcelas difiere significativamente de la regresión entre parcelas.



El método de probar la diferencia entre los dos coeficientes de regresión no es el mismo que el método normalmente usado en el análisis de covarianza para probar la diferencia entre tratamientos y los errores estándar de los coeficientes de regresión, puesto que hay dos diferentes componentes de error en esta instancia. Primero, es necesario calcular los dos coeficientes de regresión, digamos  $b$  y  $b_1$  y sus varianzas, digamos  $S^2$  y  $S_1^2$ , con  $f$  y  $f_1$  g.l.. La diferencia entre estos es entonces probada usando

$$\frac{b - b_1}{\sqrt{(S^2 + S_1^2)}}$$

La cual es aproximadamente distribuida como una  $t$  de student con  $F$  g.l., donde

$$\frac{(S^2 + S_1^2)^2}{F} = \frac{S^4}{f} + \frac{S_1^4}{f_1}$$

Si los coeficientes de regresión no difieren significativamente, la regresión dentro de parcelas puede ser usada para corregir todos los términos, incluyendo el error entre parcelas. El análisis se procede en forma normal y las tablas de medias ajustadas y errores estándar pueden ser fácilmente derivados.

Si hay una diferencia significativa entre las regresiones, cada una tiene que ser usada separadamente para ajustar las comparaciones dentro y entre parcelas. Entonces, tienen que ser construidas diferentes tablas de medias ajustadas, para las comparaciones dentro y entre parcelas.

La estructura del análisis de covarianza en parcelas divididas será idéntica a la del ANVA y puede ser considerada como dos análisis de covarianza separados, uno para tratamientos de parcelas grandes y uno para tratamiento de subparcelas. (Tabla # 9.)

TABLA # 9.

Parcelas grandes	g.l.	$Y^2$	XY	$X^2$
Repeticiones	r-1			
Tratamientos, A	t-1	$T_{YY}$	$T_{XY}$	$T_{XX}$
Error (a)	(t-1)(r-1)	$W_{YY}$	$W_{XY}$	$W_{XX}$
Subparcelas				
Tratamientos, B	s-1	$S_{YY}$	$S_{XY}$	$S_{XX}$
Interacción, AB	(r-1)(s-1)	$I_{YY}$	$I_{XY}$	$I_{XX}$
Error (b)	(r-1)t(s-1)	$E_{YY}$	$E_{XY}$	$E_{XX}$

## PARCELAS DIVIDIDAS EN TIEMPO.-

El experimento de parcelas divididas discutido anteriormente es frecuentemente referido como un experimento de parcelas divididas en espacio, puesto que cada parcela grande es -- subdividida en distintas subparcelas. En algunos experimentos, observaciones sucesivas son hechas en la misma parcela grande sobre un período de tiempo. Por ejemplo, con un cultivo de forraje, tal como la alfalfa, son obtenidos usualmente datos de rendimiento de forraje dos o más veces en un año, sobre un período de años.

Tales datos son análogos a los que se obtienen de un -- experimento de parcelas divididas en espacio en muchos aspectos, y su análisis es frecuentemente conducido como tal y es referido como un experimento de parcelas divididas en tiempo.

Para el manejo de análisis, supongamos que los rendimientos son obtenidos en cada parcela para  $b$  cortes de  $a$  variedades de alfalfa en un diseño de bloques al azar de  $r$  bloques. Sea  $Y_{ijk}$  que representa la observación en el  $i$ -ésimo -- bloque sobre la  $j$ -ésima variedad donde el  $k$ -ésimo corte fué -- hecho. Se procede como sigue:

Paso 1.- Manejar un análisis de varianza para cada -- corte, esto es, un análisis para la  $Y_{ij1}$ ,  $Y_{ij2}$  y así sucesivamente.

Paso 2.- Preparar una tabla de totales de bloques y -- totales de variedades sobre todos los cortes, esto es, una -- tabla de las  $Y_{ij}$ . (Ver tabla # 10). Estas corresponden a los totales de las parcelas grandes en el experimento de parce-- las divididas.

Paso 3.- De la tabla de totales, efectuar el análisis de las parcelas grandes sobre una base de subparcelas como -- en la tabla # 11, esto es, usar divisores basados en el número de subparcelas.

Paso 4.- Hacer el análisis de subparcelas como en la -- tabla # 11.

TABLA # 10.- Totales de parcelas grandes para el análisis de -  
parcelas divididas (TIEMPO)

BLOQUES	V A R I E D A D					TOTALES DE BLOQUES
	1	...	j	.....	a	
1	$Y_{11.}$	...	$Y_{1j.}$	...	$Y_{1a.}$	$Y_{1..}$
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
i	$Y_{i1.}$	...	$Y_{ij.}$	...	$Y_{ia.}$	$Y_{i..}$
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
r	$Y_{r1.}$	...	$Y_{rj.}$	...	$Y_{ra.}$	$Y_{r..}$
TOTAL DE VARIEDA- DES	$Y_{.1.}$		$Y_{.j.}$		$Y_{.a.}$	$Y_{...}$

El error (b), de ejemplos anteriores, en este caso es particionado en dos componentes.

Los totales necesarios para el cálculo de las sumas de cuadrados para B, AB y BR están contenidos en el análisis individual de cortes.

Así, la suma de cuadrados (B) requiere los grandes totales del análisis individual de cortes, la suma de cuadrados de (AB) requiere los totales de variedades del análisis individual de cortes, y la suma de cuadrados (BR) requiere los --

totales de bloques del análisis individual de cortes.

Existen ciertas relaciones entre el análisis individual de cortes y el análisis combinado. Estos sirven como comprobación en los cálculos.

TABLA # 11.- Análisis de Varianza para un experimento de parcelas divididas en Tiempo.

FUENTE	g. l.	S. C.
Bloques, R	r-1	$\frac{\sum_{i=1}^r Y_{i..}^2}{ab} - F.C.$
Variedades, A	a-1	$\frac{\sum_{j=1}^a Y_{.j.}^2}{rb} - F.C.$
Error (a) AR	(r-1)(a-1)	$\frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a Y_{ij.}^2}{b} - F.C. - S.C.(R) - S.C.(A)$
Parcelas grandes	ar-1	$\frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a Y_{ij.}^2}{b} - F.C.$
Cortes, B	b-1	$\frac{\sum_{k=1}^b Y_{..k}^2}{ra} - F.C.$
Cortes x Bloques, BR	(r-1)(b-1)	$\frac{\sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^b Y_{i.k}^2}{a} - F.C. - S.C.(R) - S.C.(B)$
Cortes x Variedades, AB	(a-1)(b-1)	$\frac{\sum_{j=1}^a \sum_{k=1}^b Y_{.jk}^2}{r} - F.C. - S.C.(A) - S.C.(B)$
Error (b)	(r-1)(a-1)(b-1)	$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a \sum_{k=1}^b Y_{ijk}^2 - F.C. - S.C.parc. grandes - S.C.(B) - S.C.(BR) - S.C.(AB)$
Total	rab-1	$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^a \sum_{k=1}^b Y_{ijk}^2 - F.C.$

La suma de los grados de libertad y las sumas de cuadrados para A y AB equivalen a A en el análisis individual de cortes. Esto implica que la S.C.(AB) puede ser obtenida por sustracción de la S.C.(A) en el análisis combinado de la S.C.(A) en el análisis individual de cortes. Similarmente, la suma de los grados de libertad y la suma de cuadrados para R y RB en el análisis combinado equivalen a R en el análisis individual de cortes. También, la S.C.(total) equivale al total de la S.C. para el análisis individual de cortes más S.C.(B).

Varias diferencias existen entre el análisis de un parcelas divididas en tiempo y un parcelas divididas en espacio. En particular, en el análisis de parcelas divididas en tiempo, los números de cortes en la S.C.bloques no son usualmente incluidos como una parte del error(b), puesto que hay frecuentemente una interacción pronunciada. Por ejemplo, si los bloques son diferentes áreas en un campo inclinado, la humedad u otras condiciones pueden favorecer más altos rendimientos en ciertos bloques para un corte, pero puede suceder lo contrario para otros cortes.

Otra diferencia es que los errores estándar para varias comparaciones entre medias de tratamientos no son siempre los

mismos para ambos análisis (comparar los errores estándar dados en el análisis estadístico y los errores estándar de la tabla # 12).

Para el modelo fijo, la determinación del valor de F es la misma para los dos análisis, en que el error (a) es el divisor apropiado para las comparaciones de parcelas grandes y el error (b) para las subparcelas. Del mismo modo, el error estándar para comparaciones entre dos medias de A (variedades) es

$\sqrt{\frac{2CME(a)}{rb}}$  ó  $\sqrt{\frac{2CME(a)}{r}}$  para cultivos de forraje donde los rendimientos son reportados como totales promedio.

Sin embargo, para comparar diferencias entre dos medias de A al mismo nivel de B (cortes) para parcelas divididas en tiempo, el error estándar apropiado es,  $\sqrt{\frac{2CME(b)}{r}}$ . Igualmente para comparar dos medias de B al mismo nivel de A, el error estándar es  $\sqrt{2[E_{(1)} + E_{(2)}] / 2r}$ , donde  $E_{(1)}$  y  $E_{(2)}$  son los cuadrados medios de error para los dos niveles de B. Aquí el dos en el denominador es asociado con el promedio  $E_{(1)}$  y  $E_{(2)}$ . Este promedio particular es usado porque el cuadrado medio del error no es necesariamente estimador de una varianza común. Son comunes diferencias grandes en rendimientos promedios de corte a corte y también son comunes varianzas hetero-



géneas.

Esto es parte de la razón porque es deseable llevar a cabo un análisis separado de cada corte, y entonces llevar a cabo un análisis combinado sobre todos los cortes. Es usualmente más conveniente hacer análisis separados y usar estos para obtener el análisis combinado que el proceso inverso.

Si diferentes años resultan involucrando diferentes cortes cada año, para un número de variedades (para ser analizadas), el procedimiento es básicamente el mismo como para un experimento en parcelas subdivididas. Las variedades son análogas a las parcelas grandes, los años dentro de variedades a las subparcelas, y cortes dentro de los años a las sub-subparcelas.

Usualmente, son hechos análisis individuales para cada corte y para cada año sobre todo los cortes, en adición para el análisis combinado. Las fórmulas de la tabla # 12 son sugeridas para comparaciones entre dos medias. Puesto que el problema de heterogeneidad y correlación de la varianza del error es muy probable surga cuando un experimento es conducido sobre un período de años, otros métodos de análisis han sido propuestos.

Steel ha propuesto un análisis multivariable, un procedimiento el cual también ha sido utilizado por Tukey ponderando los resultados de un grupo de experimentos.

En la tabla # 12, r, a, b y c se refieren a los números de bloques, variedades, años y cortes, respectivamente. Se supone que hay el mismo número de cortes por año y que todos los primeros cortes tienen más en común que un primer corte en un año y no primer corte en otro año, y así sucesivamente.

TABLA # 12.- Errores estándar para un experimento de parcelas subdivididas en tiempo.

COMPARACION DE TRATAMIENTOS	ERROR ESTANDARD
Diferencia entre dos medias de A (variedades sobre todos los años y cortes)	$\sqrt{\frac{2cE_a}{rb}} *$
Diferencia entre dos medias de A al mismo nivel de B (Variedades sobre todo los cortes dentro de un año)*	$\sqrt{\frac{2cE_a(j)}{r}}$
Diferencia entre dos medias de A al mismo nivel de B y C (variedades para un corte y año específico)	$\sqrt{\frac{2E(jk)}{r}}$
Diferencia entre dos medias de C al mismo nivel de A y B (Cortes en el mismo año y variedad)	$\sqrt{\frac{2E(jk) + E(jl)}{2r}}$

\* Para un cultivo perenne, el rendimiento es usualmente expresado como total de todos los cortes de un año. Cuando una media es usada actualmente, c va en el denominador más bien que en el numerador.

El  $E_a$ ,  $E_{a(j)}$ ,  $E_{(jk)}$  se refiere a los CME para el análisis de parcelas grandes del análisis combinado, para el análisis de parcelas grandes en el análisis combinado para el  $j$ -ésimo año, y para el análisis del  $k$ -ésimo corte en el  $j$ -ésimo año, respectivamente.

#### EL MODELO DE PARCELAS DIVIDIDAS.-

Consideremos el ejemplo de parcelas divididas, dado anteriormente, entonces, el modelo es:

$$Y_{ijk} = \mu + \rho_i + \alpha_j + (\rho\alpha)_{ij} + \beta_k + (\rho\beta)_{ik} + (\alpha\beta)_{jk} + (\rho\alpha\beta)_{ijk}$$

Una suposición muy usual es que la  $\sigma_{\rho}^2$  y  $\sigma_{\rho\beta}^2$  son cero, entonces, los g.l. y las sumas de cuadrados correspondientes se suman para dar una estimación de  $\sigma_e^2$ , el error intrabloque. Entonces el error interbloque es la interacción  $\alpha$  x repeticiones y el error intrabloque es  $\alpha$  x  $\beta$  x repeticiones y  $\beta$  x repeticiones, en algunos casos, éstas últimas interacciones se evalúan por separado. Aquí como en el caso de bloques al azar, al suponer que no hay interacciones bloques - tratamientos ó repeticiones tratamientos en parcelas divididas, el error real no es estimable, pero se estima a partir de las interacciones mencionadas.

Bajo estas últimas suposiciones, es decir, no interacciones de repeticiones con ninguno de los factores bajo estudio el modelo es:

$$Y_{ijk} = \mu + \rho_i + \alpha_j + \delta_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \epsilon_{ijk}$$

Donde:

$Y_{ijk}$  = es la observación en el  $i$ -ésimo bloque, sobre la  $j$ -ésima parcela grande y la  $k$ -ésimo subparcela.

$\mu$  = es el efecto verdadero de la media general.

$\rho_i$  = es el efecto verdadero del  $i$ -ésimo bloque.

$\alpha_j$  = es el efecto verdadero del  $j$ -ésimo nivel del factor - que va asignado a las parcelas grandes.

$\delta_{ij}$  = es el error experimental de la  $j$ -ésima parcela grande (error interbloque). Donde  $\delta_{ij} \sim NID(0, \sigma_\delta^2)$

$\beta_k$  = Es el efecto verdadero del  $k$ -ésimo nivel del factor que está asignado a las subparcelas.

$(\alpha\beta)_{jk}$  = es el efecto verdadero de la interacción del nivel  $j$  - del factor en parcelas grandes y el nivel  $k$  del factor en subparcelas.

$\epsilon_{ijk}$  = es el error experimental de la  $i - j - k$  -ésima subparcela (error intrabloque). Donde  $\epsilon_{ijk} \sim NID(0, \sigma_\epsilon^2)$

El modelo puede ser fijo, aleatorio ó mixto. Los valores promedio de los cuadrados medios son dados en la tabla # 13. De esta tabla es claro que hipótesis nulas pueden ser probadas para los errores (a) y (b). Para los modelos aleatorio y mixto, donde las interacciones son reales, es necesario sintetizar un error en los diferentes casos.

TABLA # 13.- Valores de las esperanzas de los CM para un modelo parcelas divididas en bloques al azar.

FUENTE DE VARIACION	g.l.	Modelo I Efectos Fijos	Modelo II Efectos aleatorios
Bloques	r-1	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2 + ab\sigma_p^2$	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2 + ab\sigma_p^2$
A	a-1	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2 + rb \frac{\sum \alpha_j^2}{a-1}$	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2 + r\sigma_{\alpha\beta}^2 + rb\sigma_\alpha^2$
Error (a)	(r-1)(a-1)	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2$	$\sigma_e^2 + b\sigma_s^2$
B	b-1	$\sigma_e^2 + ra \frac{\sum \beta_k^2}{b-1}$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{\alpha\beta}^2 + ra\sigma_\beta^2$
AB	(a-1)(b-1)	$\sigma_e^2 + r \frac{\sum (\alpha\beta)_{jk}^2}{(a-1)(b-1)}$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{\alpha\beta}^2$
Error (b)	a(b-1)(r-1)	$\sigma_e^2$	$\sigma_e^2$

TABLA # 13 (Continuación)

MODELO MIXTO	
A aleatorio, B fijo	A fijo, B aleatorio
$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2 + ab \sigma_p^2$	$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2 + ab \sigma_p^2$
$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2 + rb \sigma_\alpha^2$	$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2 + r \frac{a}{a-1} \sigma_{\alpha\beta}^2 + rb \frac{\sum \alpha_j^2}{a-1}$
$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2$	$\sigma_e^2 + b \sigma_g^2$
$\sigma_e^2 + r \frac{b}{b-1} \sigma_{\alpha\beta}^2 + ra \frac{\sum \beta_k^2}{b-1}$	$\sigma_e^2 + ra \sigma_\beta^2$
$\sigma_e^2 + r \frac{b}{b-1} \sigma_{\alpha\beta}^2$	$\sigma_e^2 + r \frac{a}{a-1} \sigma_{\alpha\beta}^2$
$\sigma_e^2$	$\sigma_e^2$

## B I B L I O G R A F I A

- 1.- Cochran, W. G. and Cox, G.M. Experimental Designs. Second Edition. Wiley. New York. 1957.
- 2.- Hicks, C.R. Fundamental Concepts in the Design of Experiments. Holt, Rinehart and Wiston. New York. 1973.
- 3.- Kempthorne, O. The Design and Analysis of Experiments. -- Wiley. New York. 1952.
- 4.- Li, Ching Chum. Introducción a la Estadística Experimental. Omega, S.A. Barcelona, 1977.
- 5.- Mendez, I.R. Experimentos Factoriales Confundidos. Comunicaciones Técnicas, IIMAS. Volumen 4, Serie Azul, N° 26.
- 6.- Panse, V. G. y Sukhantme, P.V. Métodos Estadísticos para Investigadores Agrícolas. Fonde de Cultura Económica.
- 7.- Quenoville, M.H. The design and Analysis of Experiments. Charles Griffin and Co. Ltd. London. 1953.

- 8.- Reyes, C.P. Diseños de Experimentos Agrícolas. Trillas. -  
México. 1978.
- 9.- Snedecor, G.W. and Cochran, W.G. Métodos Estadísticos. --  
CECSA. México. 1975.
- 10.-Steel and Torrie. Principles and Procedures of Statistics.  
Mc Graw-Hill. New York. 1960.



**PROVEEDORA TECNICA, S. A.**

**5 DE MAYO 106 PTE.**

**TELS. 42-50-39 - 42-72-66 - 42-35-99**

**COPIAS • INGENIERIA • TESIS**

**Monterrey, N. L.**

