

ESCUELA NACIONAL DE AGRICULTURA Y GANADERIA
MANAGUA, NICARAGUA, C. A.

DETERMINACION DEL TAMAÑO OPTIMO DE LA PARCELA
EXPERIMENTAL EN ENSAYOS DE SORGO (Sorghum vul
gare)Pera

POR

DENIS CORRALES RODRIGUEZ

TESIS

1971

ESCUELA NACIONAL DE AGRICULTURA Y GANADERIA
MANAGUA, NICARAGUA, C. A.

DETERMINACION DEL TAMAÑO OPTIMO DE LA PARCELA
EXPERIMENTAL EN ENSAYOS DE SORGO (Sorghum vul-
gare) Pera

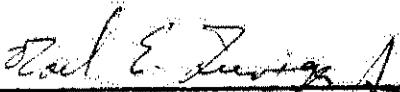
POR

DENIS CORRALES RODRIGUEZ

TESIS

Presentada como requisito parcial para obtener
el grado profesional de Ingeniero Agrónomo.

APROBADA:


Asesor Principal


Fecha


Director de la Escuela

Fecha

Jefe del Departamento

Fecha

1971.

DEDICATORIA

El presente trabajo lo dedico:

A mis queridos padres, Alberto Corrales Rocha y Juanita Rodríguez de Corrales, que con su amor, ayuda y estímulo influyeron en mi formación profesional, para que así ayudase al mejoramiento de mi patria.

A mis apreciables tíos:

Carlos Hernández y Fidelina Rodríguez de Hernández.

A mis queridos hermanos:

Vilma, Myriam, Alberto, Thelma, Donald, Armando, Edgar, Magaly y Marvin.

AGRADECIMIENTO

El autor agradece a sus asesores principalmente al Ing. Noel Zúñiga, por su colaboración desinteresada en el desarrollo de éste trabajo.

Al Dr. Gilberto Paéz por su cooperación prestada.

A sus maestros

A la Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería, en la que cursó estudios superiores, con la cual está dispuesto a cooperar en su engrandecimiento.

CONTENIDO

SECCION	Página
INDICE DE CUADROS	VI
INTRODUCCION	1
OBJETIVOS	2
REVISION DE LITERATURA	3
MATERIALES Y METODOS	10
RESULTADOS	19
DISCUSION	25
CONCLUSIONES	27
RESUMEN	28
LITERATURA CITADA	29

INDICE DE CUADROS

CUADRO	Página
1	Precipitación del año 1969, en la zona en que se sembró el experimento, La Calera, Managua .. 10
2	Análisis físico-químico del suelo que se utilizó en el trabajo de campo 11
3	Análisis de varianza general que se uso para cada una de las Sub-divisiones estudiadas 14
4	Análisis de varianza para la sub-división en parcelas de 96 metros de largo 19
5	Análisis de varianza para la sub-división en parcelas de 48 metros de largo 19
6	Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de 24 metros de largo 20
7	Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de doce metros de largo 20
8	Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de seis metros de largo 21
9	Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de tres metros de largo 21
10	Coeficiente de regresión ponderado "b" 22

11	Costos variables (en función del área) de una parcela experimental de Sorgo	23
12	Costos fijos de una parcela experimental de - Sorgo	24

INTRODUCCION

En Nicaragua se está experimentando en el cultivo del sorgo con parcelas de tamaño arbitrario, ya que no existen estudios sobre el particular.

Puede suceder que con esos experimentos no se recoja la información debida o que se hagan gastos innecesarios.

Como el tamaño de la parcela tiene efectos sobre el costo del experimento, precisión y confiabilidad de los resultados, se decidió obtener un tamaño óptimo de parcela en sorgo, de manera que se recoja la mayor información posible al mínimo costo.

Se escogió el sorgo granífero para éste estudio, debido a que es una planta de mucha perspectiva en la alimentación humana y animal.

Es poco exigente en cuanto a suelo y agua, por lo cual prospera mejor que otros cultivos en zonas de poca precipitación y suelos poco fértiles.

Este trabajo se efectuó en los campos experimentales de la Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería (Managua), en el período comprendido entre el 28 de febrero de 1969 y el 19 de enero de 1970.

II. OBJETIVOS

Determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental en sorgo, para reducir el error en los diferentes ensayos de rendimiento en los programas de selección y mejoramiento de prácticas agronómicas.

III. REVISION DE LITERATURA

Heterogeneidad del suelo.

Según Le Clerg et al (17) el ensayo de uniformidad se usa principalmente para determinar el tamaño y formas óptimas de la parcela experimental. Consiste en dividir en pequeñas unidades (unidades básicas) un terreno sembrado con determinado cultivo y anotar por separado la cosecha de cada unidad.

La heterogeneidad del suelo puede expresarse con los mapas de contorno de fertilidad denominados también, mapas de varia - bilidad. De acuerdo con Bose (1) estos mapas se obtienen uni - endo, los puntos del terreno que den rendimientos similares expresados éstos en porcentajes.

Harris citado por Smith (31) propone que se use el coeficiente de correlación intraclase "b" de los rendimientos de parcelas contiguas, como índice de la heterogeneidad del suelo.

Según Kiesselbach (15) el coeficiente "b" depende del suelo y de las variaciones ambientales.

De acuerdo con Kempthorne (14), si "b" es igual a cero las parcelas están perfectamente correlacionadas, indicando com - pleta homogeneidad del suelo y si "b" es igual a uno, las par - celas no están correlacionadas, indicando extrema heterogenei - dad del suelo.

Panase y Sukhatme (28) deducen que las áreas relativamente pe - queñas son homogéneas, además que la desviación estandar de los rendimientos puede usarse como un índice de la variabilidad del suelo.

Ferguson (7), con el fin de facilitar los cálculos del coeficiente, elaboró un diagrama para predecir el índice de heterogeneidad de los ensayos de rendimientos en hortalizas.

Determinación de tamaño, forma y repetición óptimos de parcelas.

Bryan (2), en cultivo del maíz, encontró que la variabilidad del rendimiento decrecía conforme aumentaba el tamaño de la parcela de 8 a 48 plantas; pero la disminución no era proporcional al tamaño de la parcela, en general el incremento del tamaño de la parcela provocó una reducción del error experimental (18, 29).

Fu-siao (9), en cuanto a la forma de la parcela, notó que era influenciada por la variación de la fertilidad del suelo. En general se logra una mayor reducción del error con parcelas largas y angostas que con las de forma cuadrada (6, 18, 25, 27, 33 y 36).

Según Smith (31), el número de repeticiones de un experimento depende de:

- 1 - El grado de precisión deseado
- 2 - La variabilidad inherente del material estudiado
- 3 - De la forma y tamaño de la unidad experimental

En general el error experimental se reduce más efectivamente cuando aumenta el número de repeticiones que cuando se incrementa el tamaño de la parcela (32).

Método para determinar el tamaño óptimo de parcela.

Error probable.

Consiste en obtener la varianza de cada uno de los tamaños de parcelas y aquel que tenga la menor varianza corresponde al tamaño óptimo. Wood y Straton, citados por Thompson (33), fueron los primeros en aplicar, en el año 1910, el error probable como método estadístico usado para determinar el tamaño óptimo de parcela en experimentos con remolacha forrajera.

McClelland (18) en maíz, basándose en la desviación estandar y el error probable expresado en porcentaje de la media, midió el efecto del tamaño de la parcela.

Vagholkar et al (34) además de usar el método del error probable, utilizó el diseño de bloques al azar para establecer el tamaño óptimo de parcela en caña de azúcar.

Pan (27) empleó éste método para determinar el tamaño óptimo de parcela en arroz.

Máxima Curvatura

El método de máxima curvatura consiste en dividir el área experimental en unidades básicas, las cuales se combinan juntando los valores de las unidades adyacentes, formándose así diferentes tamaños de parcelas.

Para cada uno de éstos se calcula el coeficiente de variación. Luego en el eje de coordenadas, se colocan los tamaños en la abscisa (x) y los coeficientes de variación expresados en porcentajes en la ordenada (y). El punto de mayor curvatura en la curva que así se obtiene, se denomina punto de máxima curvatura y corresponde al tamaño óptimo de parcela.

Moore y Darroch (22) en frijol, recomiendan un tamaño óptimo de parcela de nueve metros de largo con una o dos hileras. Odland y Garber (26) en soya, encontraron que la parcela de cinco metros de largo con tres repeticiones es la más apropiada.

Método de Smith

Smith (31), observó que el método de máxima curvatura tal como se aplicaba en los ensayos de uniformidad adolecía de lo siguiente:

- 1 - el punto de curvatura máxima no era independiente del tamaño de las unidades básicas ni de la escala de medición.
- 2 - los costos relativos de los diferentes tamaños de parcelas no se tomaban en cuenta.

Por lo tanto desarrolló una relación empírica entre la varianza y el tamaño de la parcela, la cual se expresa por la ecuación:

$$V_x = \frac{V_1}{X^b} \quad (A)$$

donde:

V_x = varianza unitaria de la parcela de x unidades.

V_1 = varianza de la parcela de una unidad.

X = tamaño de la parcela en unidades.

b = coeficiente de correlación intraclase.

Si se transforman los valores de la ecuación anterior (A) a la ecuación logarítmica, la relación resultante toma la forma de una regresión lineal:

$$\text{Log } V_x = \text{log } V_1 - b \text{ Log } X \quad (B)$$

Para determinar el tamaño óptimo de parcela en relación al costo, Smith (31), dedujo la fórmula siguiente:

$$X = \frac{b K_1}{(1-b) K_2} \quad (C)$$

donde:

X = tamaño óptimo

K_1 = parte del costo total que es proporcional al número de parcelas por tratamiento.

K_2 = parte del costo total proporcional al área total por tratamiento.

El costo por tratamiento y por unidad experimental es:

$$C = K_1 X + K_2 \quad (D)$$

Este método fué utilizado en frijol por Monzón y Pérez (21) quienes determinaron parcelas óptimas de dos a tres metros cuadrados, con ensayos en hileras simples y dobles respectivamente.

Monzón (20) con soja, obtuvo un tamaño óptimo de quince metros cuadrados.

Nonnecke (24) en arveja, recomienda un tamaño de 4.5 metros cuadrados.

Método de Hatheway y Williams.

Hatheway y Williams (13) al observar que los valores de correlación dados por el coeficiente b de la fórmula de Smith (31), normalmente oscilan entre 0 y 1, pero que en algunos casos exceden de 1, lo cual impide interpretar correctamente los resultados, propusieron un método que consiste en ponderar las varianzas observadas entre parcelas de diferentes tamaños, para obtener un coeficiente de regresión ponderado (b), que es dado por la fórmula:

$$b = - \frac{\sum_i Y_i X_i' - (\sum_i X_i) (\sum_i Y_i) / \sum_i \sum_k w_{ik}}{\sum_i X_i x_i' - (\sum X_i)^2 / \sum_i \sum_k w_{ik}} \quad (E)$$

donde:

$$Y_i = \sum_k w_{ik} Y_{ik}$$

w_{ik} = inverso de la covarianza de V

V_i' = varianzas entre parcelas de tamaño X

$$y_i = \log (V_i'/x)$$

x_i = tamaño de la parcela en unidades básicas

$$X_i = \sum_k w_{ik} x_{ik}'$$

x_i' = $\log X$ (log del tamaño de la parcela)

Monzón et al (19) usándolo en frijol, obtuvieron un tamaño óptimo de parcela de siete metros cuadrados, a su vez Hallauer (11) en maíz, determinó la variabilidad del suelo "b" que oscilaba entre 0.35 a 0.78.

Smith (30) tomó el cuadrado medio como medida de la eficiencia del tamaño de la parcela en frijol y además recomienda el uso de una parcela de nueve metros cuadrados con seis repeticiones para alcanzar una diferencia mínima significativa (D.M.S) de 200 libras por acre. Este mismo método utilizaron Gartner y Cardona (10) también en frijol, determinando como óptima una parcela de dos surcos con cuatro metros de largo y cuatro repeticiones.

Freman (8), propone agregar a la relación de Smith (31) la varianza de las plantas, representada por (V''/n) .

Weber y Horner (35) modificaron la relación de Smith y obtuvieron una fórmula que les permite determinar el tamaño óptimo de la parcela en soja, simultáneamente para rendimiento y calidad de la semilla (siete y ocho metros de largo).

Hayheway (12), haciendo una combinación de la fórmula del número de repeticiones de Cochran y Cox (5) y la relación de Smith (31), obtuvo una ecuación que permite determinar el tamaño óptimo de la parcela independientemente del costo.

IV. MATERIALES Y METODOS

Materiales.

El trabajo de campo se realizó en los terrenos experimentales de la Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería (Managua). La extensión sembrada comercialmente fué de 1.5 hectáreas. La precipitación de ésta zona (La Calera, Managua), para el año que se sembró el experimento puede verse en cuadro 1. El terreno utilizado es de topografía plana, el análisis físico-químico del suelo puede verse en Cuadro 2.

CUADRO 1. Precipitación del año 1969, en la zona en que se sembró el experimento, La Calera, Managua.

M E S	Precipitación en mm.
Enero	5.6
Febrero	0.0
Marzo	0.0
Abril	21.7
Mayo	94.3
Junio	252.0
Julio	104.2
Agosto	262.7
Septiembre	255.7
Octubre	302.7
Noviembre	64.1
Diciembre	5.5
T O T A L	1,368.5

Fuente: Ministerio de Defensa de Nicaragua.

CUADRO 2. Análisis físico-químico del suelo que se utilizó en el trabajo de campo

Prof. cm.	Tex- tura	Arena	Limo	Arcilla		Pasta 1-2,5 H ₂ O		C. O.	M. O.	N	C/N	Fe.
		% 2- 0.05mm.	% 0.05- 0.002mm.	% menos 0.002mm.			%	%	Total %	Ext. %		
0-14	Fa ⁺	57 ⁺	27	16	2M	9,3	9,6	1,14	1,96	0,13	9	1,12
14-26	a	52	28	20	0	9,0	9,3	1,22	2,10	0,12	10	3,20
26-41	a	75	16	9	15s	9,0	9,0	0,57	0,98	0,05	11	1,75
50+	aF	77	19	4	6s	9,0	9,1	0,05	0,09	0,03	--	0,52

Intercambiables me/100 gr.										Densidad Bar%	DRA	FERTILIDAD	
Ca	Mg	Na	K	H	NH ₄ OAC	SUM	Base NH ₄ OAC	1/3	1/3	15		P	K
		20,00	8,35	0	37,56	100	100	1,11	33,08	16,53	17,19	4	1430
16,40	14,40	16,40	7,75	0	38,33	100	100	1,04	39,0	27,36	24,25	3	1060
16,40	17,00	9,80	6,50	0	31,36	100	100	0,88	29,9	19,2	.21	2	1040
7,20	11,60	3,07	4,85	0	23,62	100	100	-	19,60	18,69	.21	2	1020

+ Fa = Franco arcilloso

a = arcilloso

aF = Arcilloso-franco

Fuente: CATASTRO DE RECURSOS NATURALES DE NICARAGUA
(C.R.N.)

El 28 de agosto de 1969 se sembró el ensayo de uniformidad con la variedad de sorgo granífero E-57 (Dekalb)

La siembra se hizo a chorrillo en surcos separados 0.61 metros entre sí.

La fertilización fué de 64.5 kilogramos nitrato de amonio por hectárea, la mitad al momento de la siembra y la otra mitad al aporque. Las demás prácticas de cultivo se efectuaron de acuerdo a las técnicas establecidas.

El 19 de enero de 1970 se cosecharon 32 surcos divididos en 32 unidades básicas de tres metros de largo, 0,61 metros de ancho, que dán un área de 1,873 metros cuadrados y 1,024 unidades básicas.

El pesaje se hizo individualmente para las panojas de cada unidad básica, luego se aporrearon para sacar una muestra de cada unidad básica con el fin de determinar su humedad. Las muestras se pusieron en bolsas de papel con su debida identificación. De cada muestra se tomaron 150 gramos limpios de basura y luego se examinaron en un "Probador de humedad".

Los datos de rendimiento de cada unidad básica se transformaron en peso seco.

Método

Los diferentes tamaños estudiados de parcelas se obtuvieron por combinaciones de las unidades básicas adyacentes. Así tenemos que las unidades básicas dentro de cada surco se agruparon en uno, dos, cuatro, ocho, 16 y 32 unidades. Los surcos se agruparon así: uno, dos, cuatro, ocho, 16 y 32 surcos.

Con ayuda de personal del Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas se elaboró un programa especial para computadora I B M

con el objeto de facilitar el cálculo de las varianzas para cada tamaño de parcela.

Koch y Rigney (16) demuestran que un ensayo de uniformidad que sea sub-dividido simulando un diseño de parcelas divididas o látice, puede ser analizado como tales diseños facilitándose así el cálculo de los componentes de varianza de cada sub-división.

El método de Hatheway y Williams (13), que fué el que se usó en éste estudio se basa en las consideraciones de Koch y Rigney (16) que mencionamos arriba.

Este método consiste en sub-dividir el área (que en éste caso es un rectángulo de 32 surcos de 32 unidades básicas cada una), primero en a. parcelas, luego cada una en b. parcelas y así sucesivamente hasta llegar a una última sub-división en f parcelas. El cuadro de análisis de varianza es el siguiente:

Cuadro 3. Análisis de varianza general que se uso para cada una de las Sub-divisiones estudiadas.

FUENTE DE VARIACION	g.l	S.C	Vj
X_1	a-1	$\sum Y_i^2 / bcd\text{ef} - (\sum Y_i)^2 / abc\text{def}$	V_1
X_2/X_1	a(b-1)	$\sum Y_i^2 / c\text{def} - (\sum Y_i)^2 / bcd\text{ef}$	V_2
X_3/X_2	ab(c-1)	$\sum Y_i^2 / \text{def} - (\sum Y_i)^2 / c\text{def}$	V_3
X_4/X_3	abc(d-1)	$\sum Y_i^2 / \text{lef} - (\sum Y_i)^2 / \text{def}$	V_4
X_5/X_4	abcd(e-1)	$\sum Y_i^2 / f - (\sum Y_i)^2 / \text{lef}$	V_5
X_6/X_5	abcde(f-1)	$\sum Y_i^2 / - \sum Y_i^2 / f$	V_6

donde:

a = Número de parcelas de tamaño x_1 que hay en el ensayo
 b = " " " " " " x_2 " " " las parcelas x_1
 c = " " " " " " x_3 " " " " " " x_2
 d = " " " " " " x_4 " " " " " " x_3
 e = " " " " " " x_5 " " " " " " x_4
 f = " " " " " " x_6 " " " " " " x_5

Y_i = datos de rendimiento de cada parcela básica

V_j = varianza entre parcelas de tamaño x_i

Con las varianzas V_j se calculan las varianzas V_j^1 para cada tamaño

X o sea

$$V_1^1 = V_1$$

$$V_2^1 = a(b-1)V_2 + (a-1)V_1 / (ab-1)$$

$$\begin{array}{ccc} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{array}$$

$$V_6^1 = abcdef(f-1)V_6 + abcd(e-1)V_5 + abc(d-1)V_4 + ab(c-1)V_3 + a(b-1)V_2 + (a-1)V_1 / (abcdef-1)$$

Las varianzas de V_j^1 puede demostrarse que son iguales a

$$\text{Var}(V_1^1) = \frac{2V_1^2}{(a-1)}$$

$$\begin{array}{c} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{array}$$

$$\text{Var}(V_6^1) = 2(a-1)V_1^2 + 2a(b-1)V_2^2 + 2ab(c-1)V_3^2 + 2abc(d-1)V_4^2 + 2abcd(e-1)V_5^2 + 2abcde(f-1)V_6^2 / (abcdef-1)^2$$

Y las covarianzas iguales a:

$$\text{Cov.}(V_1^1, V_2^1) = 2(a-1)V / (a-1)(ab-1) = \frac{2V}{(ab-1)} \quad \text{simplificando} = V_{12}^2$$

$$\text{Cov.}(V_2^1, V_3^1) = 2a(b-1)V / (a-1)(ab-1) \quad \text{"} = V_2^2$$

y así sucesivamente.

Una característica que debe mostrar todo coeficiente de regresión es que nunca excede la unidad y tampoco dé un valor negativo. Esto se cumple con la fórmula (E) originalmente propuesta por Hatheway y Williams (13) y generalizada por Páez⁽⁺⁾ para facilitar el ajuste de diferentes valores de a, b, f haciendo uso de computadora para los cálculos.

Con la computadora se resolvió la siguiente ecuación

$$(A' A)b = A' \frac{-1}{C} \quad (F)$$

donde:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & X_1' \\ 1 & X_2' \\ 1 & X_3' \\ 1 & X_4' \\ 1 & X_5' \\ 1 & X_6' \end{bmatrix}$$

Matriz formada con los logaritmos de los tamaños de las parcelas.

A' = transpuesta de A

$$b = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_2 \end{bmatrix}$$

(+) Comunicación personal del Dr. Gilberto Páez, IICA, Turrialba, Costa Rica.

$$\begin{array}{l}
 Y_1 \\
 \cdot \\
 \cdot \\
 C = \quad \cdot \quad \text{Vector formado con los logaritmos del cociente y} \\
 \quad \cdot \quad \text{entre el tamaño de la misma} \\
 \quad \cdot \\
 Y_6 \quad Y_1' = \log V_1'/bdef, \dots\dots Y_6' = \log V_6'
 \end{array}$$

Σ = Matriz covarianza, que es formada con las varianzas y covarianzas de V'

$$\Sigma = \begin{bmatrix}
 V_1 & \text{Cov}(V_1' V_2') & \text{Cov}(V_1' V_3') & \text{Cov}(V_1' V_4') & \text{Cov}(V_1' V_5') & \text{Cov}(V_1' V_6') \\
 & V_2 & \text{Cov}(V_2' V_3') & \text{Cov}(V_2' V_4') & \text{Cov}(V_2' V_5') & \text{Cov}(V_2' V_6') \\
 & & V_3 & \text{Cov}(V_3' V_4') & \text{Cov}(V_3' V_5') & \text{Cov}(V_3' V_6') \\
 & & & V_4 & \text{Cov}(V_4' V_5') & \text{Cov}(V_4' V_6') \\
 & & & & V_5 & \text{Cov}(V_5' V_6') \\
 & & & & & V_6
 \end{bmatrix}$$

Σ = SIMETRICA

En base a la fórmula (E) el vector incógnita es igual al producto de la primera matriz invertida, por la segunda:

$$b = (A' A)^{-1} (A' \Sigma^{-1} C) \quad (6)$$

Así se obtuvo el vector incógnita formado por b_0 = punto de corte del eje y que corresponde al estimado de $\log V$, b_2 = coeficiente de regresión ponderado.

El tamaño óptimo de la parcela está dando por la fórmula (C)

Conociendo los valores de K_1 , K_2 y los coeficientes de regresión b , se reemplazaron en la ecuación (C) y así se determinó el tamaño óptimo de la parcela.

A continuación se detallan los análisis de varianzas para cada tamaño de parcela usado:

CUADRO 4. Análisis de varianza para la sub-división en parcelas de 96 metros de largo.

F U E N T E	g.l	S.C.	V_j	V_j'
16 surcos	1	0.067650	0.067650	0.067650
8 surcos	2	0.488634	0.244317	0.162878
4 surcos	4	1.311930	0.327983	0.1874185
2 surcos	8	1.724954	0.215619	0.114997
1 surco	16	2.499738	0.156234	0.0806367
T o t a l	31			

CUADRO 5. Análisis de varianza para la sub-división en parcelas de 48 metros de largo.

F U E N T E	g.l	S.C.	V_j	V_j'
32 surcos	1	0.011460	0.011460	0.011460
16 surcos	2	0.131710	0.065855	0.0439033
8 surcos	4	0.760150	0.190038	0.1085928
4 surcos	8	2.026494	0.253312	0.1350996
2 surcos	16	2.661082	0.166318	0.0858413
1 surco	32	3.983114	0.124472	0.0632240
T o t a l	63			

CUADRO 6. Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de 24 metros de largo.

F U E N T E	g.l	S.C.	V_j	V_j'
32 surcos	3	0.642595	0.214198	0.214198
16 surcos	4	0.921315	0.230329	0.1316164
8 surcos	8	2.531970	0.316496	0.168798
4 surcos	16	4.476050	0.279753	0.1443887
2 surcos	32	5.729638	0.179051	0.0909466
1 surco	64	7.764154	0.121315	0.06113507
T o t a l	127			

CUADRO 7. Análisis de varianza para la sub-división en parcelas de doce metros de largo

F U E N T E	g.l	S.C	V_j	V_j'
32 surcos	7	2.355207	0.336458	0.336458
16 surcos	8	2.795145	0.349393	0.186343
8 surcos	16	5.047430	0.315464	0.1740493
4 surcos	32	7.729950	0.241561	0.1310161
2 surcos	64	9.862450	0.154101	0.082877
1 surco	128	13.590542	0.106176	0.0568642
T o t a l	255			

CUADRO 8. Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de seis metros de largo.

F U E N T E	g.l	S.C.	V_j	V_j
32 surcos	15	3.396183	0.226412	0.226412
16 surcos	16	4.301557	0.268847	0.1483295
8 surcos	32	7.912295	0.247259	0.1341067
4 surcos	62	11.635120	0.181799	0.0977741
2 surcos	128	15.520390	0.121153	0.06493887
1 surco	256	22.327770	0.087218	0.0466133
T o t a l	511			

CUADRO 9. Análisis de varianza para la Sub-división en parcelas de tres metros de largo.

F U E N T E	g.l	S.C	V_j	V_j
32 surcos	31	5.539620	0.178697	0.178697
16 surcos	32	8.132964	0.254155	0.1290946
8 surcos	64	14.692770	0.240865	0.1156911
4 surcos	128	22.433495	0.175262	0.10879745
2 surcos	256	30.752635	0.120127	0.0691813
1 surco	512	44.882930	0.087662	0.0438738
T o t a l	1023			

Para determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental, se calcularon con ayuda de la computadora los coeficientes "b" correspondientes a 6 diferentes sub-divisiones del lote de ensayo. En cada una de estas sub-divisiones de parcelas se calcularon sus correspondientes suma de cuadrados, varianzas dentro y entre parcelas como se puede observar en Cuadros (5, 6, 7, 8, 9 y 10).

Coefficiente de regresión ponderado.

Con base a la fórmula de Hatheway y Williams (13), se obtuvieron los resultados que aparecen en el cuadro 10.

CUADRO 10. Coeficientes de regresión ponderado "b".

Largo de la parcela	b
3 metros	0,488247
6 metros	0,525577
12 metros	0,403246
24 metros	0,744285
48 metros	1,232989
96 metros	1,029347

Estos coeficientes tienen un rango que vá desde 0,40 hasta 0,74, ya que los valores mayores que la unidad no pueden utilizarse en la fórmula (C) de Smith (31), porque resultaría un tamaño óptimo de parcela negativo.

Para obtener el tamaño óptimo de la parcela se utilizó el menor coeficiente de regresión que es 0,40.

Constantes de costos.

De acuerdo a las definiciones de K_1 y K_2 dados en la fórmula (D) el costo por unidad de área de cada labor correspondiente a K_2 se multiplicó por el área de la unidad básica (1,83 metros cuadrados) y se sumaron. Para el caso de K_1 se obtuvo el costo por parcela experimental y se sumaron sus valores.

Para obtener esos valores se tomaron en cuenta las siguientes labores:

CUADRO II. Costos variables (en función del área) de una parcela experimental de Sorgo.

L a b o r	Costo por metro cuadrado.	área de unidad básica.	T o t a l
Chapoda	\$ 0,28	x 1,83 m.	= 0,5124
arada	0,57	x 1,83	= 1,0431
gradeo	0,57	x 1,83	= 1,0431
siembra y fert.	4,92	x 1,83	= 9,0036
1er. cultivo	1,53	x 1,83	= 2,7999
2do. cultivo	1,53	x 1,83	= 2,7999
aplic. insect.	0,14	x 1,83	= 0,2562
corte	3,04	x 1,83	= 5,5632
pajareo	4,61	x 1,83	= 8,4363
aplic. de un trat.	0,07	x 1,83	= 0,1281

Total = $K_2 = 31,7129$, equivale a 29,25 por ciento de $K_1 + K_2$

CUADRO 12. Costos fijos de una parcela experimental de Sorgo.

L a b o r	Valor por parcela experimental
Preparación de material (siembra)	6,9444
preparación material de un tratamiento	6,9444
pesaje de toma de notas	6,9444
análisis estadístico	55,5555
Total = $K_1 = 76,3887$, equivale a 70,75 por ciento de $K_1 + K_2$	

Determinación del tamaño óptimo de la parcela.

Reemplazando el coeficiente de regresión mínimo y los valores $K_1 = 70,75$ por ciento y $K_2 = 29,25$ por ciento en la fórmula (C) se obtiene el tamaño óptimo de la parcela.

El tamaño óptimo de la parcela obtenido es de 1,63 unidades básicas, equivalente a tres metros cuadrados.

VI. DISCUSION

La eficiencia y confiabilidad de los datos de un ensayo de campo, depende entre otros factores del tipo de diseño utilizado y principalmente del tamaño de las parcelas.

En el presente trabajo se encontró un tamaño óptimo de parcela en sorgo. El tamaño de 1,63 unidades básicas es bastante confiable debido a que se obtuvo de coeficientes de regresión ponderados.

Calero, (3) en frijol, aconseja el uso de parcelas pequeñas cuando se trata del estudio de ciertas labores como siembra, deshieras y aplicación de productos químicos. El mismo recomienda el uso de parcelas grandes para el estudio de labores de preparación de tierra, obtención de semilla y cosecha.

En la determinación del tamaño óptimo de cualquier parcela, intervienen dos factores principales: la variabilidad del suelo y sus costos. Para medir la variabilidad del suelo, la mayoría de los autores recomiendan el uso de un análisis de regresión en donde el coeficiente "b" además de medir la variabilidad del suelo, mide también según Nonnecke (23), la correlación entre parcelas.

Los coeficientes de regresión generalmente se distribuyen siguiendo una curva parabólica. En los resultados se observa que a medida que aumenta el tamaño de la parcela el valor del coeficiente va decreciendo, hasta llegar al tamaño de parcela de 12 metros de largo donde $b = 0,40$, pero a partir de éste va en aumento.

Las constantes de costos calculadas fueron $K_1 = 70,75$ por ciento, $K_2 = 29,25$ por ciento, lo cual se acerca bastante a las constantes del costo calculadas por otros autores. Calero (3) obtuvo un valor de $K_1 = 70$ por ciento y $K_2 = 30$ por ciento.

El tamaño óptimo de parcela en sorgo obtenida en éste trabajo fué de tres metros cuadrados, Zuhlke y Gritton (36) en arveja, obtuvieron un tamaño óptimo de 3,3 metros cuadrados para parcelas sin bordes.

La aplicación práctica de los resultados obtenidos, es que con el coeficiente de regresión $b = 0,40$, se puede calcular el tamaño óptimo de parcela en sorgo para cualquier zona del país, pero hay que calcular las constantes de costos para cada zona, ya que son muy variables.

Las modificaciones de la fórmula (E) de Hatheway y Williams (13) introducidas por Páez, consistieron en que la reemplaza por la fórmula general para la solución de ecuaciones lineales por el método de cuadrados mínimos (F) y (G) para aplicarse a computadora, con cualquier número de tamaños diferentes de parcela y en cualquier diseño experimental.

En base a la distancia entre surcos de 0.60 metros que se usó en el trabajo de campo, la forma de la parcela experimental que se recomienda es de cinco metros de largo y 0.60 metros de ancho.

VII. CONCLUSIONES

El tamaño óptimo de parcela recomendable para ensayos de sorgo que no se usan bordes, es de tres metros cuadrados (un surco de cinco metros de largo, 0.60 metros de ancho).

El costo de producción es un factor importante para determinar el tamaño óptimo de la parcela. Los coeficientes K_1 y K_2 son bastante variables, se recomienda hacer estudios para cada zona y así ajustar el tamaño óptimo de la parcela.

Con el valor mínimo del coeficiente de regresión $b = 0,40$ puede encontrarse el tamaño óptimo de la parcela, si se tienen los valores de las constantes K_1 y K_2 para una zona determinada.

El tamaño óptimo de la parcela varía directamente proporcional al cociente de las constantes de costos y el coeficiente de regresión. La relación de estos factores representa una tendencia parabólica.

VIII. RESUMEN

En los campos experimentales de la ENAG, Nicaragua, se llevó a cabo un estudio para determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental en ensayos de sorgo (Sorghum vulgare) Pers.

El experimento tuvo una duración de cinco meses comprendidos entre los meses de agosto de 1969 y enero de 1970. Se usó la variedad de sorgo granífero E-57 (Dekalb).

El procedimiento experimental fué el de un ensayo de uniformidad. El tamaño de la unidad básica usada fué de 1,83 metros cuadrados, (un surco de tres metros de largo y 0,61 metros de ancho), en total son 1.024 unidades básicas.

Los tamaños de parcelas estudiados se obtuvieron por combinación de las parcelas adyacentes. Dentro de cada surco se agruparon en uno, dos, cuatro, seis, ocho, 16 y 32 unidades básicas.

Los datos de rendimiento se obtuvieron individualmente para cada mitad básica. Con éstos resultados se usó el método de Hatheway y Williams para el análisis. El coeficiente "b" mínimo calculado fué 0,40; las constantes de costo calculadas para experimentos de sorgo, fueron $K_1 = 70,75$ por ciento, $K_2 = 29,25$ por ciento.

Se calculó que, el tamaño óptimo de la parcela es de tres metros cuadrados para experimentos sin bordes. (un surco de cinco metros de largo, 0.60 metros de ancho).

IX. LITERATURA CITADA

- 1.- BOSE, R. D. 1935. Some soil heterogeneity trials at pusa and size and the shape of experimental plots. Indian Journal of Agricultural Science. 5(5):579-608.
- 2.- BRYAN, A. A. 1933. Factors affecting experimental error in field plot tests with corn. Iowa Agricultural Experimental Station. Research Bulletin 163. 241-280 p.
- 3.- CALERO, E. 1965. Estudio del tamaño y forma de la parcela experimental para ensayos del campo en frijol (Phaseolus vulgaris. L.) Tesis Mg. Sc. IICA. Costa Rica. 36 p.
- 4.- CHRISTIDIS, B. C. 1939. Variability of plots of various shapes as effected by plot orientations. Empire Journal of Experimental Agriculture 7(28):330-324.
- 5.- COCHRAN, W. G. y COX, G. M. 1965. Diseños experimentales. Trad. del inglés. Centro Regional de Ayuda Técnica. México. 661 p.
- 6.- DAY, J. W. 1920. The relation of shape, size and number of replications of plots to probable error in field experimentation. Agronomy Journal. 12(3): 100-105.
- 7.- FERGUSON, J.H.A. 1962. Random variability in horticultural experiments. Euphytica. 11(3):213-220.

- 8.- FREEMAN, G. H. 1963. The combined effect of environmental and plant variation. *Biometrics*. 19(2):273-277.
- 9.- FU-SIAO. 1935. Uniformity trials with cotton. *Agronomy Journal*. 27(12):974-979.
- 10.- GARTNER, A. y CARDONA, C. 1960. Tamaño de parcela y número de replicaciones para experimentación en frijol. *Agricultura Tropical*. Colombia. 16(9): 572-574.
- 11.- HALLAUER, A. R. 1964. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. *Agronomy Journal*. 56(5): 493-499.
- 12.- HATHEWAY, W. H. 1961. Convenient plot size. *Agronomy Journal*. 53(4):279-280.
- 13.- HATHEWAY, W. H. y WILLIAMS, E. J. 1958. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of the crop yields. *Biometrics*. 14(2):207-222.
- 14.- KEMPHORNE, O. 1952. The design and analysis of experiments. John Wiley. New York. 631 p.
- 15.- KIESSELBACH, T. A. 1919. Plot competition as a source of error in crop tests. *Agronomy Journal*. 11(1):242-247.
- 16.- KOCH, E. J. y RIGNEY, J. A. 1951. A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy Journal*. 43(1):17-21.

- 17.- LECLERG, E. L. LEONARD, W.H. y CLARK, A. G. 1962. Field plot technique. Burgess, Phissing Co. Minesota, U.S.A. 373 p.
- 18.- McCLELLAND, C. K. 1926. Some determinations of plot variability. *Agronomy Journal*. 18(9): 819-823.
- 19.- MONZON, P. D., ORTEGA, S. y GARCIA, A. 1970. Ensayo de uniformidad II. Frijol. In Reunión Latinoamericana de Fitotecnia, 8a. Colombia. 170 p.
- 20.- _____ 1970. Ensayo de uniformidad I, soya, In Reunión Latinoamericana de Fitotecnia, Colombia. 170 p.
- 21.- _____ y PEREZ, N. 1970. Dos ensayos para determinar tamaño de unidad experimental para experimentos de caracas (*Phaseolus vulgaris* L.) In Reunión Latinoamericana de Fitotecnia 8a. Bogotá. 171 p.
- 22.- MOORE, J. F. y DARROCH, J. G. 1956. Field plot technique, with blue dake pole beans, bush beans, carrots, sweet corn, spring and fall cauliflower. Washington Agricultural Experiment Stations, Technical Bulletin No. 21. 30 p.
- 23.- NONNECKE, P. L. 1959. The precision of field experiments with vegetable crops as influenced by plot and block size and shape, sweet corn. *Canadian Journal of Plant Science* 39(4): 443-457.
- 24.- _____ 1960. The precision of field experiments with vegetable crops as influenced by plot and block size and shape. Canning peas. *Canadian Journal of Plant Science*. 40(2):396-404.

- 25.- _____ , y SMILLIE, K. K. W. 1964. Precision of field experiments with vegetable crops as influenced by plot size and shape. III. potatoes. Canadian Journal of Plant Science 44(1):57-65.
- 26.- ODLAND, T. E. y GARBER, R. J. 1928. Size of plot of number of replications in field experiments with soybeans. Agronomy Journal. 20(2): 93-108.
- 27.- PAN, C. L. 1935. Uniformity trial with rice. Agronomy Journal 27(4):279-285.
- 28.- PANSE, V. G. y SUKHATME, P. V. 1959. Métodos estadísticos para investigaciones agrícolas, Trad. al español por Ana María Flores y María Guadalupe Lomelli. Fondo de Cultura Económica. México. 349 p.
- 29.- SHEAR, G. M. y MILLER, L. I. 1960. Influence of plant spacing of Jumbo Runner peanut of fruit development, yield, and border effect. Agronomy Journal. 52(3):125-127.
- 30.- SMITH, F. L. 1958. Effects of plot size, plot shape and number of replications on the efficiency of bean yield trials. Hilgardia 28(2): 43-63.
- 31.- SMITH, H. F. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. Journal of Agricultural Science 28(1):1-23.

- 32.- THOMAS, H. L. y ABOU-EL-FITTOUH, H. A. 1968. Optimim plot size and number of replications for estimating forage yild and moisture percen tage. Agronomy Journal 60(5): 549-550.
- 33.- THOMPSON, R. C. 1934. Size, shape and orientation of plots and number of replications required in sweet pota- to field plot experiments. Journal of Agricultural Re - search 48(5):379-400.
- 34.- VAGHOIKAR, B.P., APTE, V. N. y SUBRAMONIA, I. S. 1940. A study on plot size and shape technique for fild expe- riments of sugar cane. Indian Journal of Agricultural Science 10(3):388-403.
- 35.- WEBER, C. R. y HORNER, T. W. 1957. Estimates of cost and optimum plot size and shape for mesuring yield and chemical characters in soybeans. Agronomy Journal 49(8): 444-449.
- 36.- ZUHIKE, T. A. y GRITTON, E. T. 1970. Relative precision of different experimental designs and number of replica - tions in pea yield trials. Agronomy Journal 63(1):61-64.