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

DETERMINACION DEL TAMAÑO OPTIMO DE LA PARCELA EXPERIMENTAL EN MAIZ (*ZEA MAYS*)

POR

FRANCISCO JAVIER AVILES RAMIREZ

TESIS

1971.

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

DETERMINACION DEL TAMAÑO OPTIMO DE LA PARCELA EXPERIMENTAL EN MAIZ (ZEA MAYS)

POR

FRANCISCO JAVIER AVILES RAMIREZ

TESIS

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

APROBADA:

Asesor Principal	Set 26, 1971 Fecha
Director de la Escuela	Fecha
Jefe del Departamento	Set 25, 1971 Fecha

1971.

DEDICATORIA

CON TERNURA A:

Señorita Elida Cruz Cerda (q.e.p.d.)
Señora Pastora Cruz Muñoz
Señora Carmen Ramírez P.
Señor Enrique Aviles A.

CON AMOR A:

Mí esposa Lic.	Marta Granados Martínez
Mís hijas	Elida Rosa Aviles Granados
	Patricia Raquel Aviles Granados
	María Angélica Aviles Obando

CON CARIÑO A:

Mís Hermanos

Mis Compañeros de la ENAG.

Mis Amigos.

AGRADECIMIENTO

Agradezco a los forjadores intelectuales de este trabajo:

Doctor Gilberto Paéz
Ingeniero Noel Zúñiga.

Patentizo mí mas profundo agradecimiento a todas las personas que de una manera u otra ayudaron a mí formación profesional y a las que me apoyan para ejercer la profesión en beneficio de la sociedad nicaraguense, principalmente a:

Señor Alfonso Tapia
" Benjamín Elizondo A.
" Rosalio Canales
" Carlos Pérez
" Rafael Zelaya
Doctor Alfonso Lovo C.

CONTENIDO

INDICE DE CUADROS

CUADRO Página

INDICE DE FIGURA

INTRODUCCION

La importancia del tamaño de la unidad experimental consiste en obtener la información válida y confiable del comportamiento de las variables que se estudian en los problemas agronómicos.

Usar un tamaño arbitrario además de tener efecto en los costos afecta la precisión del experimento; no sólo el tamaño de la unidad experimental es de importancia sino la forma y el número de repeticiones.

El tamaño de la unidad experimental que se usa en los ensayos del programa de maíz en Nicaragua no ha sido el resultado de un estudio; por lo tanto la importancia de este trabajo consiste en que los resultados obtenidos sean seguidos por el programa.

El trabajo consiste en un ensayo en blanco en el que se calcula el coeficiente de regresión de cada tamaño escogido, y aplicando el mínimo costo resulta el tamaño de la unidad básica.

OBJETIVOS

1o. Determinar el tamaño de la unidad experimental que permita deducir al máximo el error experimental y el costo en los ensayos de maíz.

REVISION DE LITERATURA

La variabilidad de las parcelas de un mismo tratamiento y la magnitud del error experimental se relaciona directamente con la heterogeneidad del suelo:

La variación y dirección del gradiente de fertilidad del suelo se estima mediante los ensayos de uniformidad o ensayos en blanco. Según Leclerg y colaboradores (10) el ensayo de uniformidad se usa primordialmente para determinar el tamaño y forma de unidad experimental. Consiste en dividir en pequeñas unidades un terreno sembrado con determinado cultivo y anotar por separado la cosecha de cada unidad. La heterogeneidad del terreno puede expresarse con los mapas de contorno de fertilidad denominadas también mapas de variabilidad. Bose (1) recomienda que los mapas se construyan uniendo los puntos del terreno que produzcan rendimientos similares.

Harris, citado por Smith (18) 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 (8) el índice (b) depende del suelo y de las variaciones ambientales. Kempthorne (7) deduce que cuando b=0 las parcelas estan perfectamente correlacionadas indicando completa homogeneidad del suelo; cuando b=1 las parcelas no estan correlacionadas indicando extrema heterogeneidad.

Panse y Sukhatme (17) observaron que las áreas relativamente pequeñas son homogeneas y además que la desviación estandard de los rendimientos puede usarse como un índice de la variabilidad inherente en el campo.

Bryan (2) encontró el cultivo del maíz que la variabilidad del rendimiento decrecía conforme aumentaba el tamaño de la parcela de ocho a 48 plantas pero la disminución no era proporcional al tamaño de la parcela.

La forma de la parcela, según Fu-Siao (4) es influenciada por la variación de la fertilidad del suelo.

En general: el incremento del tamaño de la parcela provoca una reducción del error experimental; y se logra reducir mas el error con parcelas de formas largas y angostas que con las cuadradas.

El error puede reducirse efectivamente aumentando las repeticiones que aumentando el tamaño de la parcela. Según Leclerg (10) para aumentar la presición de los experimentos depende de:

a) La variabilidad inherente del material estudiado, b) Recursos disponibles, c) Tamaño y forma de la parcela.

En relación con el efecto de los bordes sobre el rendimiento Hartwing y colaboradores (5) en soya mejoraron la presición de sus experimentos quitando los bordes pero; Miller y Koch (11) encontraron que el efecto de bordes no fué significativo.

Entre los métodos para determinar el tamaño óptimo de la unidad experimental está: Curvatura máxima, la curvatura máxima consiste en dividir el área experimental en unidades básicas, las cuales se combinan formandose así diferentes tamaños de párcela.
Para cada uno de estos se calcula el coeficiente de variación.

Luego en un sistema de coordenadas se colocan los tamaños de parcela en la obsisa y los coeficientes de variación expresados en porcentajes en la ordenada, el punto de mayor curvatura en la curva que así se obtiene, se denomina punto de curvatura máxima y corresponde al tamaño óptimo de parcela. Este método lo han usado en diferentes cultivos.

Smith observó que el método de curvatura máxima tal como se aplica en los ensayos de uniformidad adolecía de los siguientes defectos. a) El punto de la curvatura máxima no era independiente del tamaño de las unidades básicas ni de la escala de medición. b) Los costos relativos de los diferentes tamaños de parcela no se tomaban en cuenta.

El desarrollo de la relación empirica entre la variancia y el tamaño de la parcela se expresa así:

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

Donde

V_x = variancia de las parcelas de "X" unidades

V_1 = variancia de las parcelas de una unidad

X = tamaño de la parcela en unidades básica

b = coeficiente de correlación entre parcelas adyacentes.

Si en la ecuación anterior tomamos el logaritmo la función toma la forma de una regresión lineal.

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

Smith (18) demuestra que el tamaño óptimo de parcela en relación al costo es mínimo cuando:

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

y el costo es $C = K + K_2 X$

donde

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

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

X = tamaño minimizado

Hatheway y Williams (6) observaron que los valores de correlación dados por el coeficiente de la formula de Smith (17) normalmente oscilan de cero a uno; en algunos casos exedieron de 1, por lo que no se podian interpretar correctamente los resultados. Para solucionar este problema propusieron otros métodos que consiste en ponderar b con las variancias, entre las parcelas de diferente tamaño.

El coeficiente de regresión ponderado b_2 es dado por la fórmula

$$b_2 = \frac{\sum_i yi\, xi' - (\sum_i Xi)(\sum_i Yi)/\sum_i \sum_k Wik}{\sum Xi\, xi' - (\sum Xi)^2 / \sum_i \sum_k Wik}$$

donde

$Yi = \sum Wik$ y:

$$Wik = \text{inverso de la variancia de variancia} = \frac{1}{V(y')}$$

$$Y_i = \log \frac{(V^1)}{x}$$

V^1 = variancia entre parcelas de tamaño X_1

x = tamaño de la parcela en unidades básicas

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

$$X_i = \sum_i Wik\ x_i'$$

MATERIALES Y METODOS

Este trabajo se efectuó en los campos de la Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería, el maíz se sembró el 22 de agosto de 1969 y se cosechó en la segunda semana de febrero de 1970. La variedad que se usó fué Salco de ciclo intermedio 105 días.

En una hectátea de terreno sembrado se hicieron las labores recomendadas, la fertilización fué de 70-70-60 kilogramos por hectárea de Nitrógeno, fósforo y potasio respectivamente. Los surcos quedaron noventa y dos centímetros y las plantas a veinte centímetro. Todas las labores fueron hechas con maquinaria, ecepto la cosecha que fué a mano. Se escogió un lote de 56 surcos de 90 metros procurando que fuera un área con población uniforme y humedad del grano de 14 por ciento.

El lote de 56 surcos de 90 metros de largo cada uno se subdividió en 1680 parcela de un surco de 3 metros de largo cada uno y con un area 2.76 metros cuadrados. A estas parcelas las denominaremos unidades básicas.

Las unidades básicas adyacente se cosecharon por separado y la producción de las unidades adyacentes se combinaron para obtener parcelas de diferentes tamaños.

Los tamaños escogidos fueron parcelas de 3, 6, 9, 15, 18, 30, 45 y 90 metros de largo por 56, 28, 14, 7, 1, surcos de ancho en todas las combinaciones posibles.

Se usó el procedimiento de Hatheway y Williams (6) el cual se basa en las consideraciones de Koch y Rigney (9) que demuestran que un ensayo de unidormidad que sea sub-dividido simulando un diseño de parcelas divididas, o látice, pueden ser analizado por sus componentes de variancia. Las consideraciones de Koch y Rigney (9) en que basó el trabajo se resume en el cuadro 1.

Cuadro 1. Cuadro general de componentes de variancia con las variancias dentro y entre parcelas.

Fuente de Variación	GL.	SC.		V	V^1
X_1	a-1	$\Sigma Y_i^2/bcde$	$-\Sigma Y_i^2/abcde$	V_1	V_1^1
X_2/X_1	a(b-1)	$\Sigma Y_i^2/cde$	$-(\Sigma Y_i)^2/bcde$	V_2	V_2
X_3/X_2	ab(c-1)	$\Sigma Y_i^2/de$	$-(\Sigma Y_i)^2/cde$	V_3	V_3
X_4/X_3	abc(d-1)	$\Sigma Y_i^2/e$	$-(\Sigma Y_i)^2/de$	V_4	V_4
X_5/X_4	abcd(e-1)	ΣY_i^2	$-(\Sigma Y_i)^2/e$	V_5	V_5

$X_1 \ldots, X_5$ = tamaño de la parcela en unidades

a = número de parcelas de tamaño X_1 que hay en todo el lote

b = número de parcelas de tamaño X_2 que hay en X_1

c = número de parcela de tamaño X_3 que hay en X_2

d = número de parcela de tamaño X_4 que hay en X_3

e = número de parcela de tamaño X_5 que hay en X_4

$SC_1, \ldots, SC_5$ = suma de cuadrados

$V_1, \ldots, V_5$ = variancia dentro de parcela

$V_1', \ldots, V_5'$ = variancia entre parcela

$V_1' = V_1$

$V_2' = \left[a(b-1)\ V_2 + (a-1)\ V_1\right] / ab-1$

$V_3' = \left[ab(c-1)\ V_3 + a(b-1)\ V_2 + (a-1)V_1\right] / abc-1$

$V_4' = \left[abc(d-1)\ V_4 + ab(c-1)\ V_3 + a(b-1)V_2 + (a-1)V_1\right] / (abcd-1)$

$V_5' = \left[abcd(e-1)\ V_5 + abc(d-1)\ V_4 + ab(c-1)V_3 + a(b-1)V_2 + (a-1)V_1\right] / (abcde-1)$

Para el estudio se usó la fórmula (D) de Hatheway y Williams (6) la característica de todo coeficiente ponderado es que no excede de la unidad ni tampoco puede dar un valor negativo+ Paez aplicó una generalización en un sistema de matrices para facilitar la solución de ecuaciones lineales en computadora, por el método de mínimos cuadrados.

El sistema matrical es:

$$(A' \Sigma^{-1} A)\ B = A'\ C \qquad (E)$$

Partiendo de

$$bo + b1 \log X = \log\left(\frac{V_1}{X_1}\right)$$

tenemos las ecuaciones normales

$$bo + b1 \log X_1 = \log \frac{V1}{X1}$$

$$bo + b1 \log X_2 = \log \frac{V2}{V2}$$

$$bo + b1 \log Xn = \log \frac{Vn}{Vn}$$

+ Comunicación personal en Turrialba, marzo de 1971.

Que equivalen el siguiente sistema de matrices

$$\begin{bmatrix} 1 & \log 1 \\ 1 & \log 2 \\ & \vdots \\ 1 & \log n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_o \\ \\ b_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log V_1/X_1 \\ \log V_2/X_2 \\ \vdots \\ \log V_n/X_n \end{bmatrix}$$

para facilitar la escritura definamos:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & \log 1 \\ 1 & \log 2 \\ & \vdots \\ 1 & \log n \end{bmatrix}$$ matriz formada con los logaritmos de los tamaños de las parcelas

$$B = \begin{bmatrix} b_o \\ bl \end{bmatrix}$$ vector incognita

$$C = \begin{bmatrix} \log V_1/X_1 \\ \log V_2/X_2 \\ \vdots \\ \log V_n/X_n \end{bmatrix}$$ vector logaritmo de la relación varianacia entre parcela y tamaño de la misma.

Σ = matriz - covariancia que es la formada a partir de la variancia de la variancia entre parcelas (covariancia) dada por:

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

.

..

.

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

Definamos ahora

$a = 2\ (a-1)\ V_1^2$

$b = 2\ a(b-1)\ V_2^2$

$c = 2\ ab(c-1)\ V_3^2$

$d = 2\ abc(d-1)\ V_4^2$

$e = 2\ abcd(e-1)\ V_5^2$

La matriz Σ está formada por la variancia y covariancia de V_1 en la siguiente forma

$$\Sigma = \begin{bmatrix} Var\ (V_1^1) & Cov\ (V_1^1\ V_2^1) & Cov\ (V_2^1\ V_3^1) & Cov\ (V_1^1\ V_4^1) & Cov\ (V_1^1\ V_5^1) \\ & Var\ (V_2^1\ V_2^1) & Cov\ (V_2^1\ V_3^1) & Cov\ (V_2^1\ V_4^1) & Cov\ (V_2^1\ V_5^1) \\ & & Var\ (V_3^1\ V_3^1) & Cov\ (V_3^1\ V_4^1) & Cov\ (V_3^1\ V_5^1) \\ & & & Var\ (V_4^1\ V_4^1) & Cov\ (V_4^1\ V_5^1) \\ & \text{Simetrica} & & & Var\ (V_5^1\ V_5^1) \end{bmatrix}$$

$$
\begin{bmatrix}
\frac{A}{(a-1)^2} & \frac{A}{(a-1)(ab-1)} & \frac{A}{(a-1)(abc-1)} & \frac{A}{(a-1)(abcd-1)} & \frac{A}{(a-1)(abcde-1)} \\[2em]
\frac{A}{(a-1)(ab-1)} & \frac{A+B}{(ab-1)^2} & \frac{A+B}{(ab-1)(abc-1)} & \frac{A+B}{(ab-1)(abcd-1)} & \frac{A+B}{(ab-1)(abcde-1)} \\[2em]
\frac{A}{(a-1)(abc-1)} & \frac{A+B}{(abc-1)(ab-1)} & \frac{A+B+C}{(abc-1)^2} & \frac{A+B+C}{(abc-1)(abcd-1)} & \frac{A+B+C}{(abc-1)(abcde-1)} \\[2em]
\frac{A}{(a-1)(abcd-1)} & \frac{A+B}{(abcd-1)(abc-1)} & \frac{A+B+C}{(abcd-1)(abc-1)^2} & \frac{A+B+C+D}{(abcd-1)^2} & \frac{A+B+C+D}{(abcd-1)(abcde-1)} \\[2em]
\frac{A}{(a-1)(abcde-1)} & \frac{A+B+C}{(abcde-1)(abc-1)} & \frac{A+B+C}{(abcde-1)(abc-1)} & \frac{A+B+C+D}{(abcde-1)(abcd-1)} & \frac{A+B+C+C+E}{(abcde-1)^2}
\end{bmatrix}
$$

El calculo del coeficiente de regresión ponderado está dado por la fórmula

$$B = \left[A^1 \sum^{-1} A \right]^{-1} \left[A^1 \quad C \right] \quad (F)$$

Se facilitó por medio de una computadora resolviendo el vector incógnita que es el producto de la primera matriz invertida por la segunda.

Teniendo en cuenta que relación K_1/K_2 se comporta como una constante en un determinado cultivo y la variabilidad de la fertilidad de un terreno está representada por el valor medio de un coeficiente de regresión; se puede concluir que el tamaño óptimo de la parcela está dado por el producto de la variabilidad y sus costos (fijos y variables)

$$X = \frac{b}{(1-b)} x \left(\frac{K_1}{K_2} \right)$$ Fórmula (C) de Smith, cuando no se consideran bordura.

Conociendo K_1 K_2 y los coeficientes de regresión podemos reemplazar en la ecuación (C) determinar el tamaño óptimo de parcela.

Los coeficientes de regresión al ser colocados en la ordenada y el tamaño de la parcela en la obsisa mostraron una distribución parabolica. Figura 1.

La relación K_1/K_2 se comporta como constante una vez determinado los valores K_1 y K_2 para un determinado cultivo en una zona dada.

Los registros del Ministerio de Agricultura (Proyecto Adelante) sirvieron para calcular los valores de K_1 y K_2 que aparecen en los cuadros 2 y 3.

Cuadro 2. Costos fijos por labores tomando como promedio un ensayo de doscientos datos.

L a b o r e s	Costo por Labor
Preparación del material	6.94 centavos de córdoba
Pesaje y toma de nota	6.94
Análisis estadístico	55.55
Total	69.43

K_1 aproximadamente = 70 por ciento de $K_1 + K_2$

Cuadro 3. Costo por metro cuadrado de los insumos y labores requeridos para el cultivo del maíz.

Labores e insumo	Costos por metro cuadrado
Preparación del terreno	1.00 centavos de córdoba
Siembra	0.57
Cultivos	0.71
Fertilizante	1.42
Insecticida	1.32
Aplicación del tratamiento	0.34
Recolección	0.28
Desgrane limpieza del terreno	1.00
Alquiler	2.14
Total	10.75

10.75 X 2.76 = 30 por ciento

K_2 = 30 por ciento de $K_1 + K_2$

RESULTADOS

Se facilitó el calculo de las variancias por el arreglo de los distintos tamaños de parcelas en los ocho tamaños de largo de parcela. Para ello se tomó cinco filas y ocho columnas para calcular las variancias entre parcela y las variancias dentro de parcelas.

Aplicando los componentes de variancia (Cuadro 1), para obtener las variancias dentro y entre parcelas resultan los cuadros cuatro, cinco, seis, siete, ocho, nueve, diez y once.

Cuadro 4. Variancia dentro y entre parcelas de tres metros de largo.

F U E N T E	G.L.	S.C.	V	V'
Parcela de 56 surcos	29	0.318220	0.0109731	0.010973
28	30	1.866710	0.0622236	0.0370327
14	60	2.461020	0.0410170	0.0390415
7	120	2.349110	0.0195759	0.029268
1	14.40	14.479810	0.0127015	0.011279

Cuadro 5. Variancia dentro y entre parcelas de seis metros de largo.

F U E N T E	G.L.	S.C.	V	V'
Parcela de 56 surcos	14	0.24776	0.0.7697	0.017697
28	15	1.70508	0.113672	0.067339
14	30	2.14407	0.071469	0.069439
7	60	1.58934	0.026489	0.047783
1	720	7.91709	0.010996	0.0162137

Cuadro 6. Variancia dentro y entre parcelas de nueve metros de largo.

F U E N T E	G.L.	S.C.	V	V'
Parcela de 56 surcos	9	0.21356	0.023729	0.023729
28	10	1.63572	0.163572	0.0973305
14	20	2.06360	0.10318	0.10033
7	40	1.34852	0.033713	0.066633
1	480	5.44214	0.0680267	0.0191476

Cuadro 7. Variancia dentro y entre parcelas de quince metros de largo.

F U E N T E		G.L.	S.C	V	V'
Parcela de	56 surcos	5	0.12350	0.02470	0.024700
	28	6	1.54226	0.257043	0.151432
	14	12	1.88097	0.156747	0.154205
	7	24	0.87253	0.036355	0.0940268
	1	288	4.00534	0.013907	0.025148

Cuadro 8. Variancia dentro y entre parcelas de 18 metros de largo.

F U E N T E		G.L.	S.C.	V	V'
Parcela de	56 surcos	4	0.09450	0.023625	0.023625
	28	5	1.60998	0.321996	0.189386
	14	10	1.96843	0.19843	0.193311
	7	20	0.85315	0.0426575	0.1160528
	1	240	3.48023	0.0145009	0.0286696

Cuadro 9. Variancia dentro y entre parcelas de 30 metros de largo.

F U E N T E	G.L	S.C	V	V'
Parcela de 56 surcos	2	0.01057	0.005285	0.005285
28	3	1.36999	0.456663	0.276112
14	6	1.82015	0.303358	0.290973
7	12	0.65300	0.0544166	0.1675526
1	144	2.35853	0.0163786	0.037199

Cuadro 10. Variancia dentro y entre parcelas de 45 metros de largo.

F U E N T E	G.L.	S.C	V	V'
Parcela de 56 surcos	1	0.02520	0.02520	0.02520
28	2	1.37369	0.686845	0.466296
14	4	1.76111	0.440277	0.451428
7	8	0.62232	0.07779	0.2521546
1	96	1.802297	0.0187739	0.0503118

Cuadro 11. Variancia dentro y entre parcelas de 90 metros de largo.

F U E N T E	G.L.	S.C.	V	V'
Barcela de 56 surcos	1	1.17105	1.17105	1.17105
14	2	1.58669	0.793345	0.684435
7	4	0.592770	0.148192	0.3045918
1	48	1.354720	0.0228223	0.071291

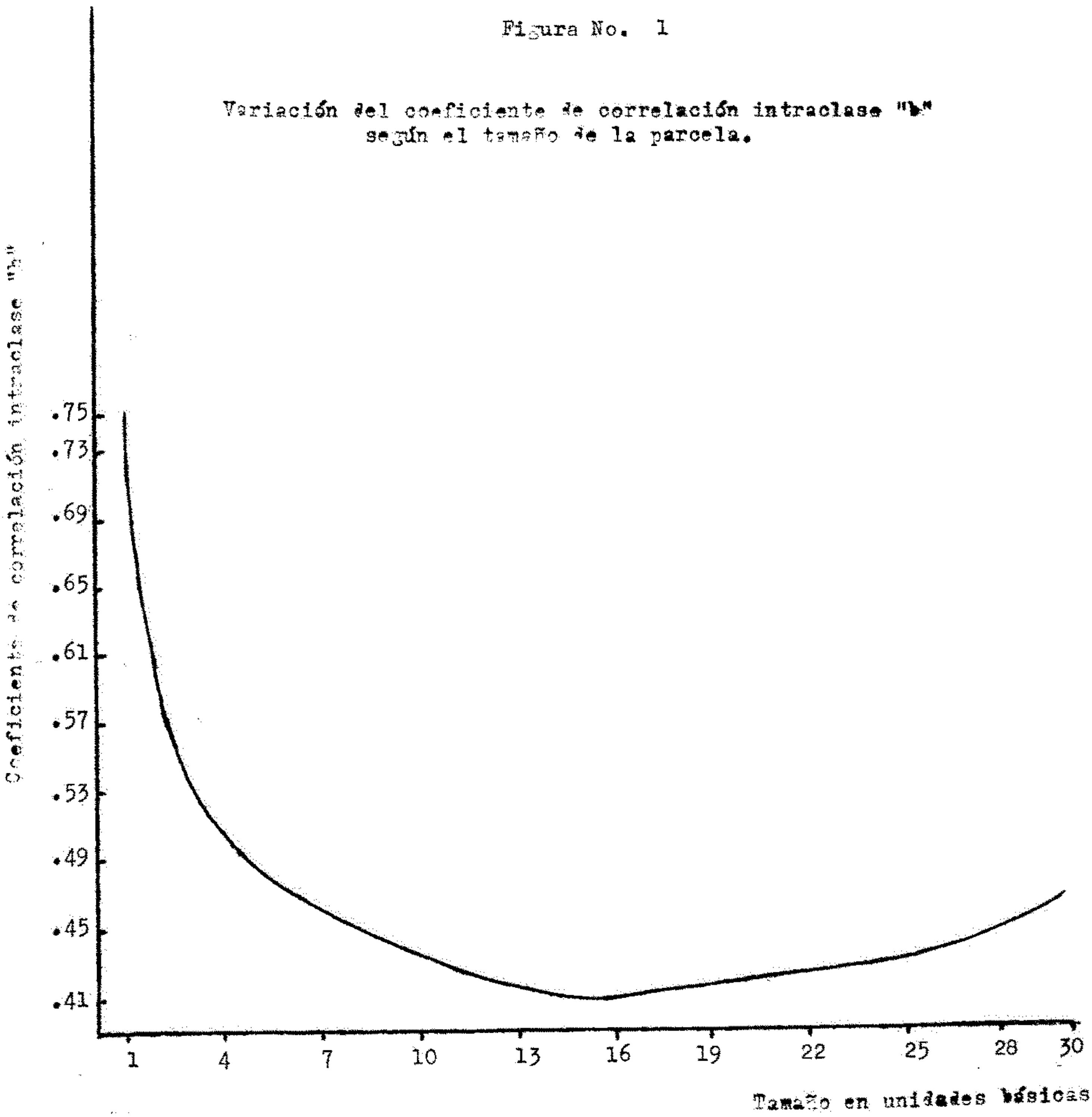
Aplicando la Fórmula F a los valores V y V' de cada cuadro (cuadro cuatro, cinco, seis, siete, ocho, nueve, diez y once), se obtuvo en cada uno el coeficiente de regresión, los coeficientes de gresión obtenidos, se agrupan en el cuadro 12.

Cuadro 12. Coeficientes de regresión para cada tamaño de parcela estudiado.

No. de Unidades básicas	Coeficiente de regresión	No. de Unidades básicas	Coeficiente de regresión
1	0.7329	6	0.4808
2	0.5941	10	0.4614
3	0.5391	15	0.4103
5	0.5087	30	0.4768

Figura No. 1

Variación del coeficiente de correlación intraclase "b" según el tamaño de la parcela.



Para calcular el tamaño óptimo aplicamos la Fórmula de "Smith" (18) con los valores de K_1 y K_2, cuadro 2 y 3 respectivamente.

Tenemos que Costo = $K_1 + K_2X$

Esta función de costo adquiere un valor mínimo cuando

$$X = \frac{b}{1-b} = \frac{K_1}{K_2}$$

Tomando el mínimo de los coeficientes b = 0.4103 Cuadro 12.

Sustituyendo las literales por sus valores resulta:

$$X = \frac{0.4103}{1-014103} X\left(\frac{0.7}{0.3}\right) = 1.62 \text{ Unidad básica.}$$

1 UNIDAD BASICA = 2.76 Metros Cuadrados.

PARCELA OPTIMA = 4.47 Metros Cuadrados.

DISCUSION

En la determinación del tamaño óptimo de cualquier parcela intervienen dos factores principales: La variabilidad del suelo y los 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 (15) la correlación entre parcelas adyacentes. Si observamos los coeficientes de regresión se nota que se distribuye siguiendo una curva parabólica. Esto indica que al aumentar el tamaño de las unidades básicas en una misma área experimental la eficiencia disminuye a medida que aumenta el error.

El costo es mínimo cuando $X = \frac{b}{1-b} \cdot \frac{K_1}{K_2}$ y a su vez X es mínimo cuando b es mínima. Escogemos el menor valor de b entre todo los calculados para calcular X óptima porque así obtenemos el menor valor de X óptima, la cual resulta en un valor mínimo para el costo ya que el costo es una función lineal de X ($Costo = K_1 + K_2X$)

El programa de maíz en Nicaragua usa dos tamaños de parcelas, uno de 18.4 metros cuadrados para experimento que necesitan bordes (se cosecha una parcela central de 9.2 metros cuadrados) y otra de 4.6 metros cuadrados para experimentos sin bordes.

La parcela de 4.47 metros cuadrados se ajusta bien a la evaluación de material genético ya que en ésta etapa de la investigación la disponibilidad de semilla es muy poca.

CONCLUSIONES

1.- El tamaño óptimo de la parcela resultó ser 4.47 metros cuadrados, para experimento que no requieren bordes.

2.- El tamaño 4.47 metros cuadrados puede ser usado para evaluar material genético, lo mismo que para los ensayos de programa cooperativo centroamericano.

RESUMEN

Este trabajo consistió en sembrar una hectárea de maíz, (variedad Salco), Para la cosecha se escogieron 56 surcos de 30 unidades básicas cada uno, resultando 1680 unidades básicas.

El método que se usó fué el Hatheway y Williams (6). Para el cálculo del coeficiente de regresión ponderado se usa la fórmula (E). El cálculo de la variancia dentro de parcela y variancia entre parcela aparece en los cuadros (cuatro, cinco, seis, siete, ocho, nueve, diez y once).

Para este estudio se consideraron 8 combinaciones de largo por ancho de parcela a las que se calculó los coeficientes de regresión.

Para el calculo de los costos fijos y variables de un ensayo de maíz, se consideró un ensayo corriente de unos doscientos datos, con los que se encontró K_1 = 70 por ciento y K_2 = 30 por ciento.

La parcela óptima resultó de 4.47 metros cuadrados excluyendo las borduras.

Los coeficientes obtenidos se distribuyen siguiendo una curva parabólica.

LITERATURA CITADA

1.- BOSE, N. D. 1953. Some soil heterogenity trials at shape of experimental plots. Indian Journal of Agricultural Science 5(5): 579-608.

2.- BRYAN, A. A. 1933. Factors affectin experimental erro in field plot tests with corn. Iowa Agricultural Experimental Station. Research Bulletin 163. 241-280 p.

3.- COCHRAN, W. G. y COX, G. M. 1965. Diseños Experimentales Trad. del inglés México D. F. Centro Regional de Ayuda Técnica. 661 p.

4.- FU-SIAO. 1935. Uniformity trial with cotton. Agronomy Journal 27 (12):974-979.

5.- HARTWIG, E. E., JOHNSON, H.W. y CARR, B. B. 1951. Border effects in soybean test plots. Agronomy Journal 43(9):443-445 p.

6.- HATEWAY, W. H. y WILLIAMS, E. J. 1958. Efficient estimation of the relation-ship between plot size and the variability of the crop yields. Biometrics 14(2):207-222 p.

7.- KEMPTHORNE, O. 1952. The design and analysis of experiments. New York, John Wiley. 631 p.

8.- KIESSELBACH, T. A. 1919. Plot competition as a source of error in crop tests. Agronomy Journal 11(1):242-247 p.

9.- NOCH, E. U. y RIGNER, J. A. 1951. A method of estimating optimum plot size from experimental data. Agronomy Journal 43(1): 17-21 p.

10.- LeCLERG, E. L., LEONARD, W. H. CLARK, A. G. 1962. Field plot technique. Minesota, Burgess, 373 p.

11.- MILLER, J. D. y KOCH, E. J. 1962. A plot tecnique study with birde foot trefoil. Agronomy Journal. 54(2):95-97 p.

12.- MIRANDA, H. 1970. Tamaño de parcela y número de repeticiones en ensayos de frijol. Reunión Latinoamericana de Fitotecnia, 8va. Bogotá. (Resumen).

13.- MONSON, P. D., ORTEGA, S. y GARCIA, A. 1970. Ensayo de uniformidad 11. en frijol. Reunión Latinoamericana de Fitotecnia. 8va. Reunión. Bogotá. (Resumen).

14.- MONZON, P. de y VISOR, A. 1958. Agronomía Tropical, Centro de Investigaciones Marceay - Venezuela 8(2), 43-49 p.

15.- NON NECKE, I. L. The precission of fields experiment with vegetable crops as influence by plot and block size and shape, 1 sweet corn. Canadian Journal of plant Science 40(2): 396-404 p.

16.- OSTLE, B. 1963. Estadística General y Aplicada. Traducido del inglés - Editorial Limusa-Wiley. S. A. México. 62 p.

17.- PANSE, V. G. y SUKHATME, P. V. 1959. Métodos Estadísticos para investigaciones agrícolas. Trad. al español por Ana María Flores y María Guadalupe Lomeli. México D. F. Fondo de cultura Económico. 349 p.

18.- SMITH, H. F. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural Science 28(1):1-23 p.

19.- SNEDECOR. G. 1949. Métodos Estadísticos, Compañía editorial Continental S. A. México 22, D. F. 802 p.

20.- TAPIA, H. Curso 1967-1968. Custivos III. Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería, Managua, D. N. Nicaragua.

21.- VEGA, M. 1968. Comisión Nacional del Algodón, Informe 1967-1968. Sección de Agronomía 20-40 p.

22.- WEBER, C. R. y HORNEY, T. W. Estimate of cost and optimun plot soze and shape for measuring yield and chemical characters.