

TAMAÑO DE PARCELA EXPERIMENTAL Y NUMERO DE REPETICIONES PARA ENSAYOS DE RENDIMIENTO CON CAUPI, *Vigna unguiculata* (L) Walp¹

CARLOS ESCOBAR SOTO²
IVAN DE J. BUITRAGO A.³
JORGE I. JARAMILLO G.⁴

RESUMEN

*La presente investigación se realizó con el propósito de estimar el tamaño óptimo de parcela experimental y el número de repeticiones para ensayos de rendimiento con caupí **Vigna unguiculata** (L.) Walp.*

El ensayo de campo, ensayo en blanco de 20 surcos de 25 m cada uno, se sembró durante el segundo semestre de 1990, en el Centro de Investigación Cotové, municipio de Santa Fe de Antioquia, propiedad de la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Colombia, Seccional Medellín. La zona de vida corresponde a la de bosque seco tropical (bs-T).

-
- ¹ Parte de este trabajo fue presentado por los dos últimos autores como Trabajo de Investigación, requisito parcial para optar al título de Ingeniero Agrónomo.
- ² Profesor Asociado. Universidad Nacional de Colombia Seccional Medellín. Apartado 568, Medellín.
- ³ Ingeniero Agrónomo.
- ⁴ Fallecido antes de graduarse.

Se sembró la variedad experimental Licatur-1 (ICA Calamar), a 0,60 m entre surcos y 0,10 m entre plantas dentro de surcos. La unidad básica se consideró de un surco de un metro de longitud.

Para la estimación del tamaño óptimo de parcela experimental se combinaron las unidades básicas para obtener arreglos de diferentes tamaños y formas, a los que se determinó el coeficiente de variación CV_{ij} :

$$CV_{ij} = S_{ij} / \bar{Y}_{ij} \quad i: 1, 2, \dots, L; j = 1, 2, \dots, A$$

Con el conjunto de los CV_{ij} se obtuvo un modelo de regresión cuya expresión real se asume que es un modelo cuadrático en α (largo) y Γ (ancho), esto es:

$$CV_{ij} = \beta_0 + \beta_1\alpha + \beta_2\Gamma + \beta_{11}\alpha^2 + \beta_{22}\Gamma^2 + \beta_{12}\alpha\Gamma$$

El tamaño óptimo de parcela experimental se estimó en unidades de 6 surcos (a 0,60 m. entre sí) de 5 m de longitud (0,10 m entre plantas dentro de surcos), con un coeficiente de variación del 16%. El número de repeticiones estimado, para lograr un coeficiente de variación de 16% y una precisión razonable del 25% es de 4, asumiendo que las pruebas de comparación se hagan con un nivel de significancia de 0,05.

A partir del modelo de regresión encontrado, para valores constantes del coeficiente de variación y número de surcos se estimó la longitud de los mismos y con todos estos datos se generó una familia de curvas, de tal suerte que para un valor deseado de CV se puede escoger entre varias alternativas de tamaño de parcela, dependiendo de factores como disponibilidad de terreno, de semilla, presupuesto, etc.

Palabras clave: tamaño de parcela, parcela experimental, unidad básica, repeticiones, ensayo en blanco, caupí, Vigna unguiculata.

ABSTRACT

PLOT SIZE AND REPLICATIONS NUMBER FOR «COWPEA»,
Vigna unguiculata (L.) Walp, EXPERIMENTAL YIELD TRIALS

*The object of this work was to find the experimental plot size and replications number, for the purpose of yield assays of cowpea **Vigna unguiculata** (L.) Walp.*

Research was developed in 1990 (02) at the Experiment Station Cotové, Universidad Nacional de Colombia, located in Santa Fe de Antioquia which is a tropical dry forest (bs- T).

The uniformity trial was 20 rows, 25 m long, 60 cm apart, and Licatur-1 experimental variety was seeded at 10 cm distance. One meter in one row was taken as unitarian plot and all the unitarian plots were combined in order to obtain arrangements plots sets in several sizes and shapes. Coefficient of variation was performed for each sets plots:

$$CV_{ij} = S_{ij} / \bar{Y}_{ij} \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots L = \text{lenght} \\ j = 1, 2, \dots A = \text{wide} \end{array}$$

A cuadratic regression model (α = long, Γ = wide) was fitted, assuming the following actual function:

$$CV_{ij} = \beta_0 + \beta_1\alpha + \beta_2\Gamma + \beta_{11}\alpha^2 + \beta_{22}\Gamma^2 + \beta_{12}\alpha\Gamma$$

Optimum experimental plot size was estimated as 6 rows (0.60 m apart), 5 m long, with hill at 0.10 m distance, corresponding a coefficient of variation equal to 16 per cent.

Four replications are needed in order to obtain a 25% precision and a coefficient of variation equal to 16%, assuming test with a 0.05 level of significance.

For the fitted regression model, to constants values of CV and numbers of rows, the row lenght was established. Based on this data, a family of curves was designed. So, on can to choose among several different

plot sizes, according to field, seed, money, etc. available in order to obtain a desired CV value.

Key words: *plot size, experimental plot, unitarian plot, replication, uniformity trial, cowpea, Vigna unguiculata.*

INTRODUCCION

En la experimentación agrícola es necesario usar eficientemente los recursos disponibles, especialmente el recurso suelo que permanece constante en los centros experimentales mientras que los programas y proyectos de investigación aumentan.

En relación con lo anterior, uno de los problemas básicos que afronta el investigador es el de determinar el área de terreno adecuada para obtener en sus experimentos una precisión deseada. Este aspecto ligado con el terreno disponible, la cantidad de semilla, el número de genotipos a evaluar y el número de repeticiones, influye sobre el tamaño que se le debe dar a la parcela experimental y, por consiguiente en el tamaño de los experimentos.

En los estudios sobre parcela experimental, se utiliza generalmente una sola variedad (ensayos en blanco).

Posteriormente, los resultados que se obtienen se extrapolan a poblaciones que, en general, son diferentes a la que se estudió. Dependiendo de la uniformidad genética de la población estudiada, las estimaciones logradas pueden ser insuficientes, si es que la diversidad genética individual de las variedades evaluadas es mayor que la de la población, o ser muy grandes si la diversidad genética individual es menor.

Estas dos situaciones generan problemas de diferente naturaleza que es necesario tener en cuenta al realizar los ensayos de rendimiento.

REVISIÓN DE LITERATURA

Para estimar el tamaño óptimo de parcela experimental se puede usar un ensayo en blanco o ensayo de uniformidad. De la Loma (1966) define un ensayo en blanco como aquél en que se siembra toda una extensión de un campo con una misma variedad, tan pura como sea posible, sometiendo el campo a prácticas normales de cultivo. Después se divide el campo en cierto número de parcelas o unidades básicas, cuya producción se mide por separado, de tal manera que los rendimientos de parcelas vecinas se puedan sumar para formar parcelas de diferentes tamaños y formas, permitiendo así la evaluación y comparación de la variabilidad del suelo, tamaño de parcela y otros factores relacionados.

La revisión de literatura, sobre técnica en parcelas experimentales, indica que la mayoría de los investigadores han empleado el coeficiente de variación como criterio para determinar el tamaño óptimo y la forma de las mismas. Los resultados de estas investigaciones sugieren que el coeficiente de variación decrece a medida que aumenta el tamaño de la parcela. En ciertos casos, el tamaño y la forma de parcela que reporta la menor variación no siempre se emplea como la mejor ya que pueden ser muy grandes o de formas difíciles de manejar de manera eficiente. (Briseño, 1977; Cruz *et al*, 1977; De la Loma, 1966; Keller, 1949; Lana *et al*, 1953; Mendez *et al*, s.f.; Pablos y Castillo, 1976).

Las parcelas largas y estrechas tienden a ser más eficientes que aquellas que tienden a ser cuadradas, sobre todo si la longitud mayor de la parcela queda paralela al gradiente de fertilidad del suelo. (Lana *et al*, 1953).

Cruz *et al* (1977) trabajando con la soya en Palmira, concluyeron que el coeficiente de variación disminuye a medida que las parcelas se hacen largas y angostas, presentando mayor variación cuando se incrementa el número de

surcos que cuando se incrementa la longitud de ellos. Además, indicaron que cuando en el suelo existe un gradiente de fertilidad, la forma de la parcela influye en el error experimental, recomendando por lo tanto el empleo de parcelas rectangulares en el sentido de dicha pendiente.

Según Federer (1963) cuando el gradiente en el terreno es desconocido, las parcelas rectangulares producen en promedio una varianza por parcela más pequeña que las parcelas cuadradas del mismo tamaño.

Escobar (1981) en ensayos con maíz en Santa Fe de Antioquia, encontró que el largo de la parcela es el factor que ejerce mayor influencia en la variabilidad del coeficiente de variación.

De la Loma (1966) indicó que la forma tiene menor influencia que el tamaño sobre el valor del coeficiente de variación y que una parcela cuadrada tiene menor perímetro en cualquier área dada y por lo tanto, un mínimo de plantas expuestas al efecto de borde.

Cruz *et al* (1977) afirmaron que el error experimental puede ser afectado por el tamaño de la parcela; además, las parcelas muy pequeñas pueden dar resultados inciertos y las grandes generan gastos innecesarios.

Hay diferentes métodos para estimar el tamaño de la parcela experimental. Uno de los más conocidos es el de la «máxima curvatura» que relaciona el tamaño de la parcela, en términos de unidades básicas, con el coeficiente de variación, definiéndose el tamaño óptimo en el punto donde al incrementar el tamaño de la parcela en una unidad, el coeficiente de variación se reduce en 1% (Hatheway, s.f.).

Un método clásico es el propuesto por Smith (1938) el cual tiene en cuenta el coeficiente de heterogeneidad del suelo, los costos asociados con el trabajo experimental y el

área ocupada por cada tratamiento.

Hatheway (1961) propuso un sistema que conjuga el método de Smith (1938) con la ecuación de Cochran y Cox (1965) para estimar el número de repeticiones. Definió la relación entre el tamaño de la parcela, el número de repeticiones y la diferencia entre medias de tratamientos que se espera sea detectada, expresada como porcentaje de la media general, estableciendo que el tamaño de la parcela es directamente proporcional a la variabilidad e inversamente proporcional al número de repeticiones y a la diferencia a detectar entre tratamientos.

En el método desarrollado por Keller (1949) se considera a la cantidad de información expresada como el recíproco de la varianza y la información relativa obtenida al suponer que la varianza de las unidades originales constituye el 100% de la información. Keller encontró que la varianza comparable se incrementa y la información relativa decrece a medida que el tamaño de la parcela aumenta.

Otro sistema propuesto para la estimación del tamaño óptimo de parcela experimental se basa en la técnica de superficie de respuesta, regresión lineal múltiple; éste propone que el comportamiento de la variabilidad de un ensayo, en términos del coeficiente de variación, se puede analizar como la respuesta de la variación a componentes de tamaño y forma de las unidades experimentales (Cochran y Cox, 1965).

Las variaciones que al anterior método proponen Méndez *et al* (s.f.) Pablos y Castillo (1976) y Briseño y Castillo (1977) dan flexibilidad a la estimación y ofrecen la oportunidad al investigador de imponer restricciones, principalmente de tipo económico, resultando que no siempre el tamaño de parcela coincida con el punto de máxima curvatura de la función de regresión. Además, a partir del modelo de regresión encontrado, es posible generar una familia de curvas que permiten la escogencia entre diferentes tamaños y for-

mas de parcela que garantizan alcanzar un valor deseado para el coeficiente de variación.

El presente trabajo se apoyó en los datos experimentales obtenidos por Buitrago y Jaramillo (1990).

MATERIALES Y METODOS

El trabajo de campo se realizó en el Centro de Investigación Cotové, Santa Fe de Antioquia, Vereda El Espinal, propiedad de la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Colombia, Seccional Medellín, ubicado en la zona de vida de bosque seco tropical (Holdridge, 1978).

En el segundo semestre de 1990 se sembró un lote de 30 m de largo por 30 m de ancho con la variedad experimental Licatur-1. La distancia entre surcos fue de 0,60 m y la distancia entre plantas dentro de surcos fue de 0,10 m. Este lote no se fertilizó y en lo demás, se le proporcionó un manejo normal. Se seleccionó una sección experimental de 20 surcos de 25 m cada uno, lo que constituyó el ensayo en blanco.

Se consideró como unidad básica la formada por la porción de un surco de un metro de longitud. Cada unidad básica se cosechó y se pesó por separado, teniendo el cuidado de identificarla convenientemente dentro de la estructura factorial 20 x 25.

La estimación del tamaño óptimo de parcela experimental se hizo con la metodología empleada por Pablos y Castillo (1976) la cual consiste en combinar las unidades básicas para obtener arreglos de diferentes tamaños y formas, a los que se determina el coeficiente de variación CV_{ij} :

$$CV_{ij} = S_{ij} / \bar{Y}_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, L \quad ; \quad j = 1, 2, \dots, A$$

Con el conjunto de los CV_{ij} se obtiene una superficie de respuesta cuyo modelo real se asume que es un modelo cuadrático en (largo) y (ancho), esto es:

$$CV_{ij} = \beta_0 + \beta_1\alpha + \beta_2\Gamma + \beta_{11}\alpha^2 + \beta_{22}\Gamma^2 + \beta_{12}\alpha\Gamma$$

el cual se estima con el modelo cuadrático ajustado

$$CV_{ij} = b_0 + b_1L + b_2A + b_{11}L^2 + b_{22}A^2 + b_{12}LA$$

Con lo anterior se pretende encontrar las dimensiones de largo y ancho que optimicen la función de respuesta CV , es decir, encontrar un tamaño de parcela óptimo, de acuerdo con la precisión fijada por el investigador, lo cual se logra al obtener las derivadas parciales de CV con respecto a α y Γ e igualarlas con un vector constante \underline{K} . En este trabajo se consideró que los elementos de tal vector son iguales a -1.

Para la estimación del tamaño óptimo de parcela con base en el vector \underline{K} el modelo cuadrático se representa de la siguiente forma:

$$CV = b_0 + \delta'\underline{b} + \delta'\beta\delta$$

donde:

$$\delta' = (\alpha, \Gamma), \quad \underline{b} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix},$$

$$\beta = \begin{bmatrix} b_{11} & 1/2b_{12} \\ 1/2b_{21} & b_{22} \end{bmatrix};$$

$\delta'\underline{b}$ proporciona los términos de primer orden de la función de respuesta y $\delta'\beta\delta$ los términos de aporte cuadrático y de interacción.

A partir del modelo de regresión encontrado, para valores constantes del coeficiente de variación y número de surcos se estimó la longitud de los mismos y con todos estos datos se generó una familia de curvas, de tal suerte que para un valor deseado de CV se puede escoger varias alternativas de tamaño de parcela, dependiendo de factores como disponibilidad de terreno, de semilla, presupuesto, etc. (Briseño y Castillo, 1977).

Para fines prácticos, sólo se consideraron valores de CV entre 10% y 25% y para ancho de parcela entre 1 y 12 surcos.

Para estimar el número de repeticiones se empleó la metodología propuesta por Cochran y Cox (1965) en la cual, la estimación se hace con base en la distribución «t» de «Student» a partir del valor del coeficiente de variación y del nivel de precisión deseado por el investigador en sus comparaciones:

$$r = [2(t_{\alpha/2} + t_{\beta})^2(CV)^2]/k^2$$

donde:

- r = número de repeticiones,
- $t_{\alpha/2}$ = valor teórico de t en la prueba de significancia,
- t_{β} = valor teórico de t correspondiente a β fijado por el investigador,
- α = probabilidad del error tipo I,
- β = probabilidad del error tipo II,
- CV = coeficiente de variación (%),
- k = nivel de precisión deseado (%).

Ya que el valor de t depende de el nivel de significancia y de los grados de libertad, se consideraron los siguientes valores de t:

$t_{(0,05)}$ para 10 grados de libertad, empleado para la estimación del número de repeticiones cuando se evalúan menos de 10 tratamientos.

$t_{(0,05)}$ para 20 grados de libertad, empleado para la estimación del número de repeticiones cuando se evalúan entre 10 y 20 tratamientos.

$t_{(0,05)}$ para 30 grados de libertad, empleado para la estimación del número de repeticiones cuando se evalúan más de 20 tratamientos.

RESULTADOS Y DISCUSION

Se contó con un total de 206 arreglos L_iA_j con un mínimo de cinco repeticiones cada uno, para los cuales se calculó individualmente el coeficiente de variación correspondiente.

El modelo de regresión ajustado para el coeficiente de variación (CV) en función del largo (L) y del ancho (A) de la parcela fue:

$$CV = 29,9639 - 1,4657L - 1,6281A + 0,041L^2 + 0,04679A^2 + 0,0131LA$$

El componente de la forma de la parcela (LA) no fue significativo (Tabla 1), por lo tanto, no se tuvo en cuenta en los cálculos correspondientes. Además, se encontró, de acuerdo con el análisis de varianza de las variables incluidas en el modelo, que el ancho de la parcela en su forma lineal es la que más afecta el coeficiente de variación (Tabla 2).

De acuerdo con lo anterior, el modelo trabajado en las estimaciones fue:

FIGURA 1. Número de surcos y longitud de arbolitos con
Peso de semillas. Santa Fe de Antioquia, 1990

$$CV = 29,366539 - 1,3727L - 1,512695A + 0,03929L^2 + 0,043531A^2$$

TABLA 1. Selección «stepwise» para CV como variable dependiente.

Variable en el modelo	Coefficiente	F	Variable fuera del modelo	F
Largo	- 1,37270	449,44	Largo x Ancho	2,33
Ancho	- 1,51270	344,57		
Largo ²	0,03929	242,41		
Ancho ²	0,04353	112,16		
Constante	29,366539			

TABLA 2. Sumas de cuadrados condicionales y análisis de varianza de las variables incluidas en el modelo.

Fuentes de Variación	Sumas de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrados Medios	F
Largo	101,41491	1	101,41491	45,25
Ancho	1305,60486	1	1305,60486	582,59
Largo ²	553,09187	1	553,09187	246,80
Ancho ²	273,76853	1	273,76853	122,16
Modelo	2233,88000	4		

Coefficiente de variación (c.v) %

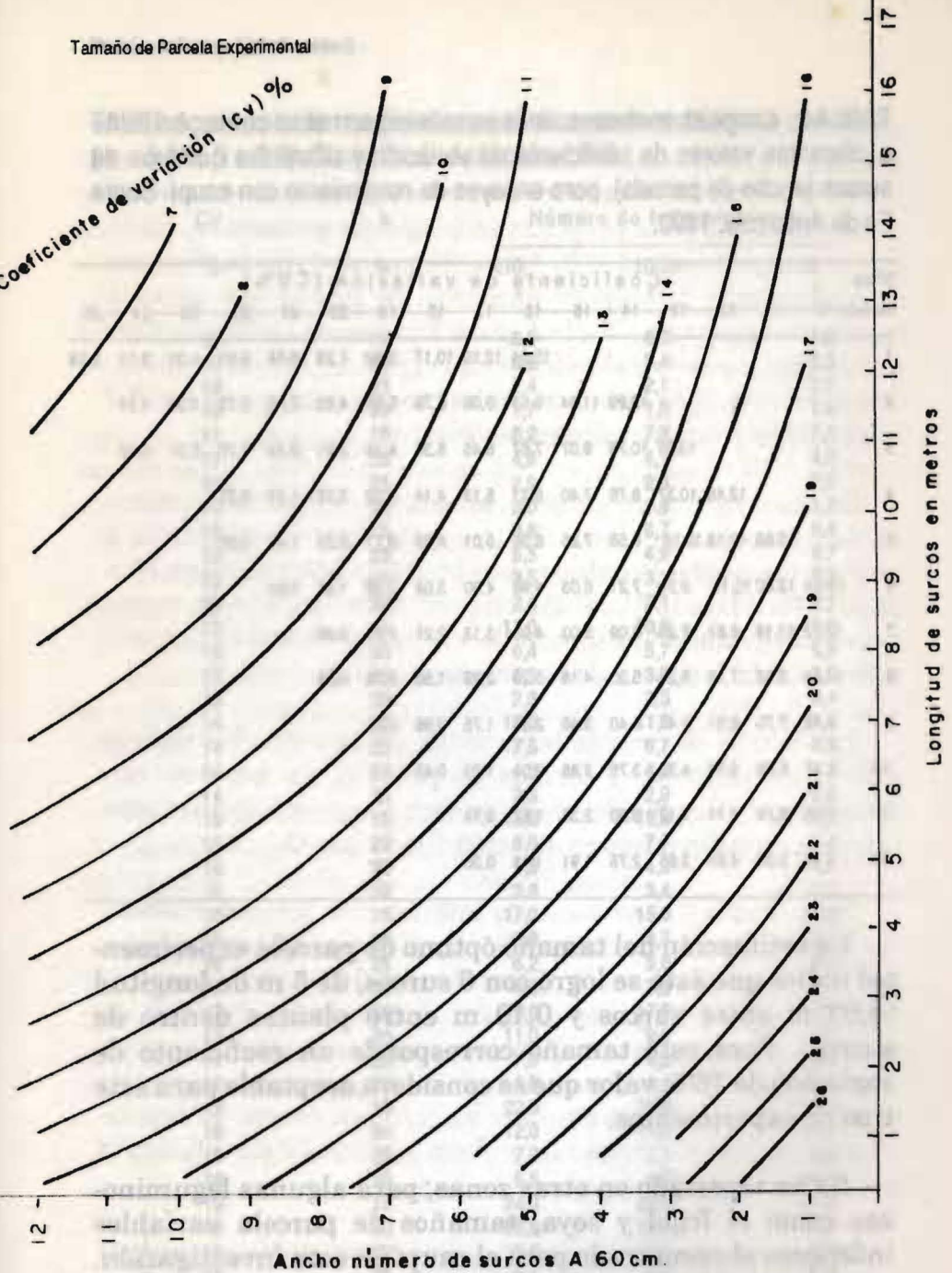


FIGURA 1. Número de surcos y longitud de estos en ensayos de rendimiento con «Cowpea» para un coeficiente de variación fijado por el investigador. Peso de semillas. Santa Fe de Antioquia, 1990.

TABLA 3. Longitud, en metros, de la parcela experimental correspondiente a diferentes valores de coeficiente de variación y diferentes números de surcos (ancho de parcela), para ensayos de rendimiento con caupí. Santa Fe de Antioquia, 1990.

Nº de surcos	Coeficiente de variación (CV%)															
	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
1							15,94	12,19	10,17	8,60	7,26	6,08	5,01	4,03	3,11	2,25
2					13,99	11,34	9,53	8,06	6,79	5,66	4,63	3,68	2,78	1,94	1,14	
3				13,04	10,76	9,07	7,67	6,45	5,35	4,34	3,41	2,53	1,70	0,91	0,16	
4			12,48	10,37	8,76	7,40	6,21	5,13	4,14	3,22	2,35	1,53	0,75			
5		15,88	12,18	10,16	8,58	7,25	6,08	5,01	4,03	3,11	2,25	1,44	0,66			
6	15,64	12,80	10,10	8,54	7,21	6,03	4,98	4,00	3,08	2,22	1,41	0,64				
7	12,22	10,19	8,61	7,28	6,09	5,03	4,05	3,13	2,27	1,45	0,68					
8	10,44	8,82	7,46	6,26	5,30	4,18	3,25	2,39	1,56	0,78	0,03					
9	9,16	7,75	6,51	5,41	4,40	3,46	2,58	1,75	0,96	0,20						
10	8,17	6,89	5,74	4,70	3,75	2,85	2,01	1,20	0,43							
11	7,38	6,19	5,11	4,12	3,20	2,33	1,52	0,74								
12	6,76	5,63	4,60	3,65	2,75	1,91	1,11	0,36								

La estimación del tamaño óptimo de parcela experimental indicó que éste se logró con 6 surcos, de 5 m de longitud (0,60 m entre surcos y 0,10 m entre plantas dentro de surcos). Para este tamaño corresponde un coeficiente de variación de 16%, valor que se considera aceptable para este tipo de experimentos.

Se ha reportado en otras zonas, para algunas leguminosas como el frijol y soya, tamaños de parcela variables inferiores al encontrado para el caupí en esta investigación. Briseño y Castillo (1977), Cruz *et al* (1977), Mendez *et al* (s.f.). Estas experiencias indican que el tamaño óptimo de parcela varía de acuerdo con la especie y con la relación

TABLA 4. Número de repeticiones para ensayos de rendimiento con caupí ($\alpha = 0,05$; $\beta = 0,3$). Santa Fe de Antioquia, 1990.

CV %	k %	Número de tratamientos		
		<10 r	10-20 r	> 20 r
10	15	6,8	6,0	5,8
10	20	3,8	3,4	3,3
10	25	2,4	2,1	2,1
10	30	1,7	1,5	1,4
11	15	8,2	7,3	7,1
11	20	4,6	4,1	4,0
11	25	2,9	2,6	2,5
11	30	2,0	1,8	1,7
12	15	9,8	8,7	8,4
12	20	5,5	4,9	4,7
12	25	3,5	3,1	3,0
12	30	2,4	2,1	2,1
13	15	11,0	10,0	9,9
13	20	6,4	5,7	5,5
13	25	4,1	3,7	3,5
13	30	2,8	2,5	2,4
14	15	13,0	11,0	11,0
14	20	7,5	6,7	6,4
14	25	4,8	4,3	4,1
14	30	3,3	2,9	2,8
15	15	15,0	13,0	13,0
15	20	8,6	7,7	7,4
15	25	5,5	4,9	4,7
15	30	3,8	3,4	3,3
16	15	17,0	15,0	15,0
16	20	9,8	8,7	8,4
16	25	6,2	5,6	5,4
16	30	4,3	3,9	3,7
17	15	19,0	17,0	16,0
17	20	11,0	9,9	9,5
17	25	7,0	6,3	6,1
17	30	4,9	4,4	4,2
18	15	22,0	19,0	19,0
18	20	12,0	11,0	10,0
18	25	7,9	7,1	6,8
18	30	5,5	4,9	4,7
19	15	24,0	22,0	21,0
19	20	13,0	12,0	11,0
19	25	8,8	7,9	7,6
19	30	6,1	5,5	5,3
20	15	27,0	24,0	23,0
20	20	15,0	13,0	13,0
20	25	9,8	8,7	8,4
20	30	6,8	6,0	5,8

clima-suelo-planta, y que para encontrar una estimación aceptable hay que tener en cuenta estos factores.

En la Tabla 3 se presenta la longitud, en metros, de la parcela experimental para diferentes valores del coeficiente de variación y diferentes números de surcos por parcela (ancho de la parcela). En la Figura 1 se presentan las curvas generadas a partir del modelo de regresión, correspondientes a valores fijos del coeficiente de variación (CV) y del ancho de la parcela (número de surcos).

Se observa que, en general, el ancho de la parcela (número de surcos), es el factor que ejerce mayor influencia a medida que se desea obtener una mayor precisión, o sea, que es más fácil lograr disminuciones en el coeficiente de variación aumentando el número de surcos por parcela que aumentando la longitud de los mismos.

La familia de curvas le permite al investigador definir diferentes tamaños y formas de parcela, de acuerdo con restricciones de espacio, mano de obra etc., que le garantizan lograr un coeficiente de variación fijado por él.

En la Tabla 4 se presenta la información sobre el número de repeticiones. El número de repeticiones estimado, para lograr un coeficiente de variación del 16%, una precisión razonable del 30% y una potencia de la prueba del 70%, es de 4, asumiendo que las pruebas de comparación se hacen con un nivel de significancia de 0,05. Si se desea una mayor precisión es necesario emplear un número mayor de repeticiones, lo mismo que si se emplean niveles de significancia más exigentes.

En general, el número de repeticiones disminuyó al aumentar la precisión deseada en las comparaciones, dentro de un mismo valor del coeficiente de variación (Tabla 4).

El número de repeticiones aumentó al aumentar el coeficiente de variación, dentro de una misma precisión deseada y dentro de cada valor del coeficiente de variación y una misma precisión, el número de repeticiones aumentó al aumentar el nivel de significancia (Tabla 4).

CONCLUSIONES

En la presente investigación se encontró que el tamaño óptimo de parcela experimental para ensayos de rendimiento con caupí, es de 6 surcos de 5 m de longitud (0,60 m entre surcos y 0,10 m entre plantas).

El coeficiente de variación que corresponde al tamaño óptimo de parcela se estimó en 16%.

El coeficiente de variación es más sensible a cambios en el número de surcos que a variaciones en la longitud de los mismos.

Se tiene la opción de definir diferentes tamaños y formas de parcela experimental para lograr en los experimentos un coeficiente de variación pre determinado.

El número de repeticiones estimado, para lograr un coeficiente de variación del 16%, una precisión razonable del 30% y una potencia de la prueba del 70%, es de 4, asumiendo que las pruebas de comparación se hacen con un nivel de significancia del 0,05.

El número de repeticiones requerido disminuyó al aumentar la precisión (k), dentro de cada valor de CV.

El número de repeticiones se incrementa al aumentar el CV, dentro de un mismo valor de k .

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BAENA, D. y otros. Estudios de la heterogeneidad del suelo, del tamaño y la forma de parcela y el número de repeticiones óptimas en ensayos de uniformidad en fríjol (*Phaseolus vulgaris* L.). *En*: Reunión Anual del P.C.M.C.A. Veintitrés. Panamá. Memorias. 26 p. s.l., 1977.
- BRISEÑO DE LA HOZ, V. y CASTILLO, A. Determinación del tamaño óptimo de parcela útil experimental en maíz forrajero de riego. *En*: Agricultura Técnica en México. Vol. 1, No. 4 (1977), p.17-22.
- BUITRAGO A, Iván de J. y JARAMILLO G, Jorge I. Tamaño óptimo de parcela experimental para ensayos de rendimiento con caupí (*Vigna unguiculata* (L.) Walp). Medellín, 1990. 57 p. Tesis (Ingeniero Agrónomo). Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Agropecuarias.
- COCHRAN, W. G. y COX, G. M. Diseños Experimentales. México: Trillas, 1965. 661 p.
- CRUZ, L. E., LOZANO, F. y LLANOS, J. Determinación del tamaño, forma de parcela y número de repeticiones óptimas en ensayos de rendimiento en soya: estudio complementario sobre la heterogeneidad del suelo y efectos de bordes. Palmira, 1977. 65 p. Tesis (Ingeniero Agrónomo) Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Ciencias Agropecuarias.
- DE LA LOMA, J. L. Experimentación Agrícola. México: Hispano Americana, 1966. 465 p.
- ESCOBAR S, Carlos. Estimación del tamaño óptimo de parcela experimental para ensayos de rendimiento con

maíz. *En*: Revista Facultad Nacional de Agronomía (Medellín). Vol. 34, No.1 (1981);p.31-36.

FEDERER, W. T. Experiment desing. New York: Mc Millan, 1963. 544 p.

HATHEWAY, W. Convenient plot size. *En*: Agronomy Journal. Vol. 53, No.2 (1961); p. 279-280.

_____. Técnicas experimentales. Conferencias ICA. Bogotá. Sin publicar, 196_?. 15 p.

HOLDRIDGE, L. R. Ecología basada en las zonas de vida. San José, Costa Rica: IICA, 1978. 216 p.

KELLER, K. Uniformity trials on hops (*Humulus lupulus* L.) for increasing the precision of field experiments. *En*: Agronomy Journal. Vol. 41, (1949); 389-393.

LANA, E. P.; HOEMEYER, P. G. and HABER, E. S. Field plot technique in vegetable crops. *En*: Proceeding of American Society of Horticultural Science. Vol. 62, No.1 (1953);p 21-30.

MENDEZ, I., CASAS, E. y CRUZ, G. Tamaño y forma de parcela en la especie *Phaseolus vulgaris*. Chapingo, México, Centro de Estadística y Cálculo. Sin publicar, 197_ ? 83p.

PABLOS, J. L. y CASTILLO, A. Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica. *En*: Agrociencia (México). Vol. 23, (1976); p.39-48.

SMITH, F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *En*: Journal of Agricultural Science (New York). Vol.28, No.1 (1938); p.1-23.