



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA
CHAPINGO

DIVISIÓN DE CIENCIAS ECONÓMICO ADMINISTRATIVAS

MAESTRÍA EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA
Y DE LOS RECURSOS NATURALES

**TAMAÑO ÓPTIMO DE LA UNIDAD EXPERIMENTAL CON
CAÑA DE AZÚCAR EN LA REGIÓN BRUNCA, COSTA RICA**

Que como requisito parcial
para obtener el grado de:

MAESTRO EN CIENCIAS

Presenta:

LUZ ELENA BARRANTES AGUILAR



DIRECCION GENERAL ACADEMICA
DIREPTO. DE SERVICIOS ESCOLARES
OFICINA DE EXAMENES PROFESIONALES

Bajo la supervisión de: **ADRIÁN GONZÁLEZ ESTRADA, Dr.**



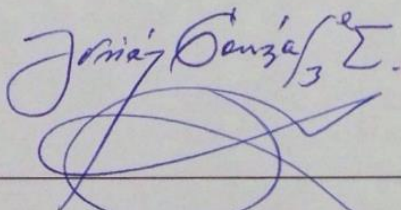
Chapingo, Estado de México, julio de 2019

TAMAÑO ÓPTIMO DE LA UNIDAD EXPERIMENTAL CON CAÑA DE AZÚCAR EN LA REGIÓN BRUNCA, COSTA RICA

Tesis realizada por **LUZ ELENA BARRANTES AGUILAR** bajo la supervisión del Comité Asesor indicado, aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

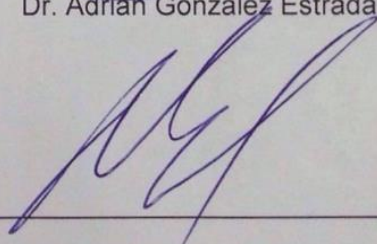
**MAESTRO EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA Y DE LOS
RECURSOS NATURALES**

DIRECTOR: _____



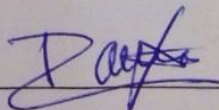
Dr. Adrián González Estrada

ASESOR: _____



Dr. Miguel Ángel Martínez Damián

ASESOR: _____



Dr. Ramón Valdivia Alcalá

TABLA DE CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN	13
II.	OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	16
III.	HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN.....	17
IV.	REFERENTES TEÓRICOS	18
4.1.	Métodos para la optimización de la unidad experimental	23
4.1.1.	Método de Smith	23
4.1.2.	Método de Koch y Rigney	25
4.1.3.	Inspección visual de la curvatura máxima (IVCM).....	29
4.1.4.	Método de Hateway y Williams	30
4.1.5.	Método de Hatheway	30
4.1.6.	Método de curvatura máxima (MCM)	32
4.1.7.	Método de la forma canónica	33
4.1.8.	Método de curvatura máxima bivariada	33
4.1.9.	Regresión lineal con constante (LRP)	34
4.1.10.	Regresión cuadrática con constante (QRP)	36
4.1.11.	Método de curvatura máxima del coeficiente de variación (CMCV) 38	
4.1.12.	Método de máxima distancia (MMD).....	39
4.1.13.	Método algebraico mixto	42
V.	MATERIALES Y MÉTODOS	44
5.1.	Ensayo de uniformidad	44

5.2.	Agrupación de unidades adyacentes	49
5.3.	Optimización del tamaño la unidad experimental	50
VI.	RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	51
6.1.	Regresión lineal con constante (LRP)	59
6.2.	Regresión cuadrática con constante (QRP).....	61
VII.	CONCLUSIONES	64
VIII.	BIBLIOGRAFÍA	65
IX.	APÉNDICES	72

TABLA DE CUADROS

Cuadro 1. Distribución de las UEB en un ensayo de uniformidad.....	18
Cuadro 2. Distribución de las unidades o parcelas secundarias agrupadas de la forma 2x1	19
Cuadro 3. Características del ensayo de uniformidad y la unidad experimental básica de ensayos desarrollados con caña de azúcar.....	20
Cuadro 4. Propuestas metodológicas para la optimización del tamaño de la parcela experimental en investigación.	22
Cuadro 5. Análisis de varianza de un ensayo de uniformidad que fue subdivido para simular un diseño de parcela dividida.	26
Cuadro 6. Análisis de varianza de un ensayo de parcela dividida.	26
Cuadro 7. Modelos propuestos por el método algebraico mixto, sus derivadas y el tamaño de parcela.	43
Cuadro 8. Cantidad y tamaños de parcela secundarias que fue posible agrupar en el ensayo.....	50
Cuadro 9. Varianza (V), promedio y coeficiente de variación (CV_x) del rendimiento para todas las formas en que se agruparon los datos del ensayo de uniformidad.	54
Cuadro 10. Estadísticos de las pruebas de homogeneidad de varianzas.....	58
Cuadro 11. Estimaciones de los modelos de regresión lineal con constante. ..	60
Cuadro 12. Estimaciones de los modelos de regresión cuadrática con constante.	62
Cuadro 13. Resultados del tamaño óptimo para los cuatro modelos.....	63

TABLA DE FIGURAS

Figura 1. Relación entre el coeficiente de variación y el tamaño de la parcela.	30
Figura 2. Relación entre el coeficiente de variación y el tamaño de la parcela para el método de curvatura máxima de coeficiente de variación.	33
Figura 3. Relación entre el tamaño de la parcela y el coeficiente de variación, para el método de segmentación lineal con constante.	35
Figura 4. Relación entre el tamaño de la parcela y el coeficiente de variación, para el método de regresión cuadrática con constante.	36
Figura 5. Punto óptimo de la parcela experimental con el método de máxima distancia.....	40
Figura 6. Plantaciones de caña de azúcar en la Región Brunca, Costa Rica 2013.	44
Figura 7. Variedad de caña de azúcar RB 99-381.....	46
Figura 8. Siembra a tres chorros del ensayo de uniformidad en la finca El Porvenir.	46
Figura 9. Diseño y vista aérea del ensayo de uniformidad.	47
Figura 10. Fertilización del ensayo durante la siembra y a los 45 dds.....	48
Figura 11. Cosecha y pesada en el ensayo de uniformidad.	49
Figura 12. Histograma de la producción obtenida del ensayo de uniformidad..	51
Figura 13. Mapa de contorno de la producción del ensayo de uniformidad (kg/m ²).	53
Figura 14. Relación entre el coeficiente de variación (CV) de la producción con el tamaño de la parcela medido en UEB.	56
Figura 15. Ajuste del modelo 2 mediante regresión lineal con constante.	61
Figura 16. Ajuste del modelo 4 mediante regresión cuadrática con constante.	62

TABLA DE APÉNDICES

Apéndice 1. Datos del ensayo de uniformidad.....	72
--	----

DEDICATORIA

Mi trabajo, mi vida y mi alegría, son una misma cosa,
y sólo se lo puedo dedicar a mi familia.

“¡Shinzou wo sasaheyo!”

Erwin Smith

AGRADECIMIENTOS

Al **Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT)** y a la **Oficina de Asuntos Internacionales y Cooperación Externa (OAICE)** de la **UCR** por el apoyo económico imprescindible para realizar esta maestría.

Al **Dr. Adrián González Estrada** quién decidió embarcarse conmigo en este proyecto; su amplia experiencia fue de gran ayuda. Por sus consejos y recomendaciones estaré siempre en deuda.

Al **Ing. Julio César Barrantes Mora** y al **Ing. Randall Ocampo Chinchilla**, quienes dirigieron el ensayo experimental en el que se basa esta investigación, con el rigor y la pasión que mueve a todos aquellos que aman su trabajo.

A **LAICA** y **CoopeAgri R.L.** por aportar su conocimiento acerca del cultivo y por haber contribuido con recursos para este proyecto, muy especialmente a todas las personas involucradas en el trabajo de campo del ensayo de esta tesis. Sin su ayuda nada de esto hubiera sido posible.

DATOS BIOGRÁFICOS



Datos personales

Nombre: LUZ ELENA BARRANTES AGUILAR

Fecha de nacimiento: 26 de diciembre de 1987

Lugar de nacimiento: San José, Costa Rica

CURP: BAAL871226MNERGZ03

Profesión: Economista Agrícola

Desarrollo académico

Bachillerato en Economía Agrícola y Agronegocios, en la Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica.

Licenciatura en Economía Agrícola y Agronegocios con énfasis en Agroambiente, en la Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica.

Maestría en Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales, Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, Estado de México.

RESUMEN GENERAL

TAMAÑO ÓPTIMO DE LA UNIDAD EXPERIMENTAL CON CAÑA DE AZÚCAR EN LA REGIÓN BRUNCA, COSTA RICA

La minimización del error experimental en la investigación agrícola es de vital importancia. Sin embargo, frecuentemente el tamaño de la parcela experimental se define de acuerdo con normas empíricas establecidas que los investigadores asumen acríticamente como válidas. Sin embargo, la definición del tamaño de la parcela experimental influye no sólo en los costos de la investigación sino también en el error experimental, sobre todo, si el tamaño de la parcela no permite captar satisfactoriamente toda la heterogeneidad del suelo.

El objetivo de esta investigación es estimar el tamaño óptimo de parcela experimental con caña de azúcar en la región Brunca de Costa Rica. Se pretende aumentar la eficiencia de la investigación mediante el cálculo del tamaño de parcela que minimice el error experimental. Se utilizaron modelos de regresión segmentada con los datos obtenidos de un ensayo de uniformidad cosechado en la región a principios del 2019.

Los coeficientes de los modelos de regresión lineal con constante (LRP) y de regresión cuadrática con constante (QRP) fueron estadísticamente significativos. Se concluyó que el tamaño óptimo de parcela para los ensayos que se establezcan en la región debe estar en el rango de 72 m² a 93 m².

Palabras clave: Minimización del error experimental, heterogeneidad del suelo y eficiencia de la investigación agrícola.

GENERAL ABSTRACT

OPTIMAL SIZE OF THE EXPERIMENTAL UNIT WITH SUGAR CANE IN THE BRUNCA REGION, COSTA RICA

Experimental error minimization is of the utmost importance in agricultural research. Nevertheless, experimental plot size is defined by empiric rules which researchers adopt as valid without discernment. However, experimental plot size has meaningful impacts not only in the research costs but on the experimental error, particularly if the plot size is unable to grasp soil's heterogeneity.

The objective of this research is to estimate optimal experimental plot size for sugar cane in Costa Rica's Brunca region, looking forward to increase research efficiency through minimizing experimental error. Segmented regression models were used with data obtained from a uniformity essay, harvested at the beginning of 2019.

The lineal regression with constant (LRP) and quadratic regression with constant (QRP) coefficients were statistically significant. In conclusion the optimal experimental plot size for Brunca's region essays is between 72 m² and 93 m².

Keywords: Experimental error minimization, soil heterogeneity and efficiency of agricultural research.

I. INTRODUCCIÓN

La investigación experimental agrícola tiene por objetivo evaluar el efecto de la alteración de factores de interés en un sistema productivo con el fin de interpretar los cambios en la o las variables de respuesta relevantes, mediante modelos estadísticos, como la expresión (1), en la que solamente se altera un factor o bien, a través de modelos más complejos, como la expresión (2), en la que existe más de un factor de interés y un efecto de la interacción de factores.

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$y_{ijklm} = \mu + \tau_i + \beta_j + \gamma_k + (\tau\beta)_{ij}(\tau\gamma)_{ik}(\beta\gamma)_{jk}(\tau\beta\gamma)_{ijk} + \varepsilon_{ijklm} \quad (2)$$

Todos estos modelos tienen en común el error experimental (ε), que captura el efecto de los demás factores no incluidos en el modelo, los cuales, de una u otra forma, en mayor o menor medida, inciden en las variables de respuesta que se pretenden medir, las cuales usualmente están asociadas al rendimiento. Con el fin de optimizar la precisión de la estimación y contar con mediciones válidas para la inferencia estadística, se requiere minimizar ese error. Además, como bien lo señalan Amézquita y Muñoz (1978), en la experimentación agrícola es indispensable el uso eficiente de los recursos disponibles, sobre todo del área, cuya disponibilidad es limitada.

En la investigación agrícola las causas de incrementos en el error experimental se pueden clasificar en dos clases: la primera, está asociada a las deficiencias en la técnica experimental, aspectos propios de conducción del ensayo (distancias de siembra, labores de cultivo, mediciones, entre otras) y la segunda, está asociada a la variabilidad inherente a la unidad experimental a la cual se aplican los tratamientos; si la unidad experimental es una parcela agrícola, su principal fuente de variabilidad es la heterogeneidad del suelo (Barrientos, 1981, Cochran y Cox, 1957, citados por Álvarez, 1982).

Sripathi, Conaghan, Grogan y Casler (2017) agrupan, dentro de lo que llaman factores de diseño experimental, al tamaño de la parcela, tamaño del bloque y número de repeticiones, y afirman que en los ensayos de rendimiento el error experimental es sensible a estos factores, debido a que la investigación agronómica depende de los datos registrados en los ensayos de campo.

En algunos casos, la definición del tamaño de la parcela experimental tiene limitantes, debido a que por falta de información este tipo de decisiones se toman más o menos arbitrariamente, en función de experiencias observadas en el propio país y en otras partes del mundo, de la disponibilidad de terreno, semillas y recursos económicos, usualmente sin considerar la heterogeneidad del suelo, factor que afecta en mayor grado la eficiencia de la parcela empleada como unidad experimental (Palencia, 1965). La investigación será ineficiente si utiliza un tamaño o un número de repeticiones mayor al necesario. Si, por el contrario, la parcela es demasiado pequeña o se trabaja con muy pocas repeticiones, también será ineficiente, puesto que el modelo no sería capaz de detectar diferencias significativas entre tratamientos.

Una idea comúnmente llevada a la práctica es que entre más grande sea la parcela, menor será el error. Sin embargo, se ha demostrado que esta relación no es lineal: si en un experimento se aumenta el tamaño de las parcelas, esto tiende a disminuir la diferencia de fertilidad entre parcelas vecinas, pero al mismo tiempo tiende a aumentar esta diferencia entre parcelas distantes. Se trata de efectos contrarios: por un lado, el error experimental tiende a disminuir y, por otro, aumenta; al comienzo, la primera tendencia es mayor que la segunda pero a medida que se aumenta el tamaño de la parcela, la segunda tiende a sobrepasar a la primera (Calzada, 1964, citado por Delgadillo, 1973).

En general, el error experimental se reduce más efectivamente con el aumento en el número de repeticiones que con el incremento del tamaño de la parcela (Rampton y Petersen, 1962 y Thomas y Abou-El.Fittouh, 1968).

En Costa Rica se han realizado investigaciones con el objetivo de calcular el tamaño óptimo de la unidad experimental: para el cultivo de café, a finales de los años cincuenta (Pérez, 1959) e inicios de los sesenta (Paez, 1962) y para el frijol, entre los años sesenta y setenta (Calero, 1965 y Mamani, 1971). Los ensayos más recientes se realizaron en la zona de Bagaces, en Guanacaste para el cultivo de arroz (*oryza sativa*) (Vargas y Navarro, 2014) y para el cultivo de maíz (*Zea mays*) (Vargas y Navarro, 2017), quienes aplicaron el método de curvatura máxima (MCM). En el caso de la caña de azúcar, se han realizado investigaciones de ese tipo en otros países, principalmente en Guatemala.

Se diferencian siete zonas productoras cañeras en Costa Rica y trece ingenios azucareros: 1) la zona de Guanacaste oeste, con los ingenios CATSA y El Viejo; 2) Guanacaste este, con el ingenio Taboga; 3) la zona de Puntarenas con el ingenio El Palmar; 4) la zona norte, con los ingenios Quebrada Azul y Cutris; 5) el valle central, con los ingenios Victoria, Costa Rica, Porvenir y Providencia; 6) la zona Turrialba, con los ingenios Juan Viñas y Atirro, y 7) la región Brunca, con el ingenio El General.

Según el Plan Anual Operativo de la Dirección de Investigación y Extensión de la Caña de Azúcar (DIECA)³, para el año 2018 aproximadamente un 22% de los ensayos vigentes se encontraban en la región Brunca.

En los programas de investigación para el cultivo de caña que se realizan en la región Brunca comúnmente se han utilizado tres tamaños de parcela: 5 surcos de 10 metros con una separación de 1,5 metros ($67,5m^2$); también se trabaja con 6 surcos de 9 metros con una separación de 1,5 metros ($81m^2$) o bien, 5 surcos de 8 metros con una separación de 1,5 metros ($60m^2$), pero nunca se ha validado la eficiencia de esos tamaños de parcela.

³ La Liga Agrícola Industrial de la Caña de Azúcar (LAICA) es la institución calificada y especializada que da atención al tema económico, productivo, comercial, legal y tecnológico, y es la encargada de la protección y defensa de la agroindustria azucarera en el país. En Sesión N° 939 del 25 de mayo de 1982, LAICA creó un órgano especializado en las actividades relativas a la investigación y transferencia de tecnología denominada: Dirección de Investigación y Extensión de la Caña de Azúcar (DIECA) (Chaves, 2017).

II. OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

Objetivo general

Calcular el tamaño de la unidad experimental con caña de azúcar que minimiza el error experimental en la investigación que se realiza en la Región Brunca de Costa Rica.

Objetivos específicos

- Establecer un ensayo de uniformidad en la Finca Experimental El Porvenir, en Pérez Zeledón, Costa Rica, tomando como referentes otras investigaciones semejantes;
- Hacer una revisión de los principales métodos para la determinación del tamaño óptimo de parcela experimental;
- Aplicar esos métodos a los resultados obtenidos en el ensayo experimental, y
- Estimar el tamaño óptimo de parcela con el método que produzca la mayor eficiencia en el cálculo del tamaño de la parcela experimental.

III. HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN

El error experimental se reduce significativamente conforme aumenta el tamaño de la parcela experimental hasta cierto punto, más allá del cual, la ganancia en precisión no se incrementa con el tamaño el tamaño.

IV. REFERENTES TEÓRICOS

En los estudios sobre la optimización del tamaño de las parcelas experimentales usualmente se trabaja con ensayos blancos, también conocidos como ensayos de uniformidad, los cuales consisten en dividir en pequeñas unidades —llamadas unidades experimentales básicas (UEB)—, un terreno sembrado con determinado cultivo de una variedad homogénea, que es tratado en toda su superficie de manera uniforme, en cuanto a fertilización y demás labores de cultivo (Delgadillo, 1973). Se espera que la única fuente de variación sea la heterogeneidad del suelo.

En el Cuadro 1 se muestra el croquis de un ensayo de uniformidad conformado por f cantidad de filas y c cantidad de columnas, donde x_{11} hasta x_{fc} son UEB.

Cuadro 1. Distribución de las UEB en un ensayo de uniformidad.

x_{11}	x_{12}	x_{13}	...	x_{1c}
x_{21}	x_{22}	x_{23}	...	x_{2c}
x_{31}	x_{32}	x_{33}	...	x_{3c}
\vdots	\vdots	\vdots	...	\vdots
x_{f1-1}	x_{f2-1}	x_{f3-1}	...	x_{fc-1}
x_{f1}	x_{f2}	x_{f3}	...	x_{fc}

Nota: f = filas, c = columnas, por lo tanto, x_{fc} corresponde a la cantidad de UEB del ensayo.

Posteriormente, en la cosecha, se anota por separado la producción⁴ de cada UEB y, luego, se combinan los datos de las unidades básicas adyacentes en unidades secundarias, formando así parcelas de distintos tamaños y formas que se ajustan al área total del ensayo de uniformidad, y que podrán ser comparadas posteriormente (Delgadillo, 1973). Por ejemplo, para generar la forma 2×1 (dos

⁴ La(s) variable(s) que se mida dependerá del interés de la investigación, puede tratarse de peso, altura, o cualquier variable de producción.

filas, una columna), se deberán sumar los pesos de las parcelas x_{11} y x_{21} , con lo cual se generará el primer dato de una nueva matriz de datos (Cuadro 2); posteriormente, se deberán sumar los valores de x_{31} más x_{41} , y así hasta completar la nueva matriz.

Cuadro 2. Distribución de las unidades o parcelas secundarias agrupadas de la forma 2x1.

$x_{11} + x_{21}$	$x_{12} + x_{22}$	$x_{13} + x_{23}$...	$x_{1c} + x_{2c}$
$x_{31} + x_{41}$	$x_{32} + x_{42}$	$x_{33} + x_{43}$...	$x_{3c} + x_{4c}$
⋮	⋮	⋮	...	⋮
$x_{f1-1} + x_{f1}$	$x_{f2-1} + x_{f2}$	$x_{f3-1} + x_{f3}$...	$x_{fc-1} + x_{fc}$

Con esta información se pretende encontrar la relación entre el coeficiente de variación de los diferentes tamaños y el tamaño asociado.

Muchos de los trabajos recientes fueron en gran parte desarrollados en Brasil y aplicados en diversos cultivos, por ejemplo: en crotalaria (*Crotalaria juncea* L.) (Facco *et al.*, 2017), berenjena (*Solanum melongena*) (Krysczun *et al.*, 2018), tomate cherry (*Solanum lycopersicum* L.) (Sari y Lúcio, 2018), tomate (*Solanum lycopersicum*), habichuelas (*Phaseolus vulgaris*) y calabacín (*Cucurbita Pepo*) (Schwertner, Lúcio y Cargnelutti-Filho, 2015), girasol (*Helianthus annus* L.) (Santos, Peixoto, Almeida, Santos, y Machado, 2015), café (*Coffea*) (Moreira *et al.*, 2016), taro (*Colocasia esculenta*) (Silva, 2014) y boniato (*Ipomoea batatas*) (Rodríguez, Nogueira, Rosales, Silva, y Moraes, 2018).

Para el cultivo de caña de azúcar, se encuentran algunos trabajos en Guatemala, la India y Brasil. Por ejemplo, Igue, Espironelo, Cantarella y Nelli (1991) trabajaron con un ensayo de uniformidad en una parcela útil de $36m \times 84m$, con una separación de 1,5 m entre surcos ($3.024m^2$). La unidad experimental básica (UEB) la definieron en $2m \times 1,5m$ ($3m^2$), con lo que emplearon un total de 1.512 unidades básicas (Cuadro 3).

Cuadro 3. Características del ensayo de uniformidad y la unidad experimental básica de ensayos desarrollados con caña de azúcar.

Autor (es)	País	Ensayo de uniformidad			Unidad experimental básica		
		Dimensión ¹ (m)	Área (m ²)	Distancia entre surco (m)	Dimensión (m)	Área (m ²)	Total UEB
Bose y Khanna (1939) ²	India	13,7 x 13,7	201,39	0,91	0,91 x 0,91	0,83	225
Palencia (1965)	Guatemala	36 x 52	1.872	2	2 x 2	4	468
Álvarez (1982)	Guatemala	24 x 80	1.920	1,6	2 x 1,6	3,2	600
Igue <i>et al.</i> (1991)	Brasil	36 x 84	3.024	1,5	2 x 1,5	3	1.512

Notas: ¹/ Dimensión de la parcela útil, luego de descontar el borde.

²/ Los autores reportaron las mediciones en pies; aquí se transformaron a metros.

Fuente: Elaboración propia con información de los autores mencionados.

Los ensayos de uniformidad son el método más comúnmente empleado. Sin embargo, se han desarrollado investigaciones que proponen otros métodos, como el de Durán, Blair y Muñoz (2012), quienes emplearon datos provenientes de ensayos de rendimiento, en lugar de un ensayo de uniformidad, para estimar el tamaño de la parcela experimental y la cantidad de repeticiones, en investigaciones con frijol. La propuesta consiste básicamente en utilizar el análisis de varianza de un diseño experimental para simular un ensayo de uniformidad (Chica y Rodríguez, 1967). Esto lo propusieron Koch y Rigney desde 1951.

Gomez y Gomez (1984) recomiendan conducir al menos un ensayo de uniformidad para validar la relación entre varianza y tamaño de parcela antes de usar datos existentes de experimentos de campo.

También se han hecho estudios con datos obtenidos por medio de simulación computacional (Moreira *et al.*, 2016); los datos así obtenidos fueron analizados con tres métodos: el método de la curvatura máxima del coeficiente de variación

(CMCV), el método de segmentación lineal con constante (LRP) y el método de segmentación cuadrática con constante (QRP), y finalmente se eligió el mejor para obtener el tamaño óptimo de la parcela experimental en investigaciones con café. Todos los métodos para la optimización de la unidad experimental se basan en el estudio del comportamiento del error experimental conforme cambia el tamaño de la unidad experimental, tomándose como referencia ya sea el ensayo de uniformidad, el ensayo de rendimiento o, bien, los datos simulados.

En general, todos los métodos buscan aumentar la eficiencia de la investigación mediante el cálculo del tamaño de parcela que logra reducir de manera objetiva el error experimental. Sólo así, se podría afirmar que los resultados obtenidos con un ensayo experimental sean confiables y reflejen verdaderamente los efectos de los tratamientos bajo evaluación.

El Cuadro 4 muestra, en orden cronológico, los principales métodos desarrollados durante el período 1938-2018 para la optimización de la unidad experimental.

Cuadro 4. Propuestas metodológicas para la optimización del tamaño de la parcela experimental en investigación.

Método	Autor (es)	Año	Título de la publicación
Método de Smith	Smith H. Fairfield	1938	<i>An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops</i>
Método de Koch y Rigney	Koch E. J. y Rigney H. J	1951	<i>A method of estimating optimum plot size from experimental data</i>
Inspección visual de curvatura máxima (IVCM)	Federer W. T.	1955	<i>Experimental design</i>
Método de Hateway y Williams	Hatheway W. H. y Williams E. J.	1958	<i>Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields</i>
Método de Hateway	Hatheway W. H	1961	<i>Convenient plot size</i>
Método de curvatura máxima (MCM)	Lessman K. J. y Atkins R. E.	1963	<i>Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests</i>
Método de la forma canónica	Pablos J. L. y Castillo A.	1976	Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica
Método de curvatura máxima bivariada	Barrientos Marino	1981	Evaluación de 4 métodos para la determinación de tamaño y forma óptimos para parcela para experimentación agrícola
Estimación a través de cálculos algebraicos	De Barros Inácio y Tavares Marcelo	1995	<i>Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais a través de cálculos algebraicos</i>
Regresión lineal con constante (LRP)	Paranaiba <i>et al.</i>	2009	<i>Tamanho ótimo de parcelas experimentais proposição de métodos de estimação</i>
Curvatura máxima del coeficiente de variación (CMCV)	Paranaiba <i>et al.</i>	2009	<i>Tamanho ótimo de parcelas experimentais proposição de métodos de estimação</i>
Método de máxima Distancia (MMD)	Lorentz L. H. <i>et al.</i>	2012	<i>Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas</i>
Regresión cuadrática con constante (QRP)	Moreira Juracy <i>et al.</i>	2016	<i>Parcela ótima para a cultura do cafeeiro obtido por simulação de dados com variâncias conhecidas</i>
Métodos algebraicos mixtos	Morais <i>et al.</i>	2018	<i>Models for estimating plot size in experiments</i>

Fuente: Elaboración propia con referencias a los autores mencionados.

4.1. Métodos para la optimización de la unidad experimental

4.1.1. Método de Smith

Smith (1938) descubrió una relación asintótica negativa entre la varianza y el tamaño de la parcela, expresada como:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b}, \quad (3)$$

donde:

- V_x es la varianza del rendimiento o de cualquier otra variable de interés por unidad de área entre parcelas de tamaño x ;
- V_1 es la varianza entre parcelas de una unidad básica;
- b es el índice de heterogeneidad del suelo ($0 \leq b \leq 1$), y
- x es el número de unidades experimentales básicas (UEB) que componen la parcela.

El índice de heterogeneidad del suelo, (b), indica el grado de correlación entre parcelas experimentales adyacentes; a medida que el valor de b se acerca a uno, la correlación entre las parcelas adyacentes disminuye y aumenta la heterogeneidad. Por el contrario, cuando el índice de heterogeneidad del suelo, (b), se acerca a cero, la correlación entre las parcelas crece y la heterogeneidad disminuye.

Smith (1938) propuso la optimización de la parcela experimental basándose en la cuantificación de la heterogeneidad del suelo. Este método es conocido con el nombre de *Ley de varianzas de Smith* y es precursor de otros métodos.

Mediante una transformación logarítmica es posible linealizar la ecuación (3) y obtener el índice de heterogeneidad mediante regresión lineal:

$$\log V_x = \log V_1 - b \log x \quad (4)$$

Los parámetros de la ecuación (4) pueden ser estimados con el método de mínimos cuadrados ordinarios. De las ecuaciones normales se obtienen:

$$b = \frac{n \sum \log V_x \log x - (\sum \log V_x)(\sum \log x)}{n \sum (\log x)^2 - (\sum \log x)^2}, y \quad (5)$$

$$\log V_1 = \frac{\sum \log V_x + b \sum \log x}{n} \quad (6)$$

El costo de la investigación experimental en campo también debe ser parte de la optimización del tamaño de parcela, por lo que Smith (1938) asumió una función de costos lineal:

$$C_0 = C_1 + C_2x, \quad (7)$$

donde:

- C_0 es el costo total, incluidos los costos de supervisión y planeación del experimento;
- C_1 representa a los costos fijos, y
- C_2 es el costo variable que depende del tamaño x de la unidad experimental.

Si r es el número de repeticiones, entonces la varianza del promedio de r unidades experimentales está dada por V_x/r y el costo de r repeticiones es:

$$C_o = r(C_1 + C_2x), \quad (8)$$

Este método pretende maximizar la cantidad de información por costo unitario (la cantidad de información se definió como el recíproco de la varianza), aunque también puede minimizarse el costo relativo por información de unidad, donde el costo por unidad de información (C_{UI}) está dado por:

$$C_{UI} = \frac{C_1 + C_2x}{1/V_x},$$

$$C_{UI} = \frac{(C_1 + C_2x)V_1}{x^b}. \quad (9)$$

Así, el costo mínimo se puede obtener al igualar a cero la primera derivada de C_{UI} con respecto a x , es decir,

$$-b(C_1 + C_2x)x^{-1-b} + x^{-b}C_2 = 0 \quad (10)$$

Resolviendo para x , se obtiene el tamaño óptimo de parcela que provee el máximo de información por unidad de costo:

$$x_0 = \frac{bC_1}{(1-b)C_2} \quad (11)$$

donde:

- C_1 es la parte del costo total que es proporcional al número de parcelas por tratamiento, y
- C_2 es la parte del costo total que es proporcional al área total por tratamiento.

4.1.2. Método de Koch y Rigney

Koch y Rigney (1951), al proponer una modificación al método de Smith, afirman que el tamaño óptimo de la parcela experimental depende de la variabilidad del diseño y, además, de los costos derivados de las etapas que incluye la prueba. Este método se basa en la obtención del coeficiente de heterogeneidad del suelo y se aplica en casos en los que no se cuenta con datos de ensayos de uniformidad, pero sí con datos de ensayos dispuestos en diseños de parcelas divididas, subdivididas o en bloques incompletos. Esos investigadores demostraron que la relación expresada en la ecuación (3) puede ser estimada a partir de datos experimentales, en los cuales los efectos de los tratamientos estén presentes.

De acuerdo con Bakke (1988, p.59) ellos relacionaron la esperanza matemática del cuadrado medio del análisis de varianza (ANOVA) de experimentos con el

efecto de tratamientos, con la esperanza matemática del ANOVA de datos procedentes de un ensayo de uniformidad.

El análisis de varianza para un ensayo de uniformidad que se subdivide para simular un diseño de parcela dividida, es:

Cuadro 5. Análisis de varianza de un ensayo de uniformidad que fue subdividido para simular un diseño de parcela dividida.

Fuente	gl	Cuadrado Medio	Expectativa del cuadrado medio
Repeticiones	d-1	V_1	$S+aP+abB+abcR$
Bloques dentro de las repeticiones	d(c-1)	V_2	$S+aP+abB$
Parcelas dentro de los bloques	cd(b-1)	V_3	$S+aP$
Subparcelas dentro de las parcelas	bcd(a-1)	V_4	S

Fuente: Elaboración propia con información de Koch y Rigney (1951).

Por otra parte, un ensayo de parcela dividida tendría el siguiente análisis de varianza:

Cuadro 6. Análisis de varianza de un ensayo de parcela dividida.

Fuente	gl	Cuadrado Medio	Expectativa del cuadrado medio
Total	cd-1		
Repeticiones	d-1	V_1	$S+aP+abB+abcR$
Tratamientos (1)	c-1		$S+aP+abB+abdT_{1x2}+adT_{1x2}$
Error (1)	(c-1)(d-1)	V_2	$S+aP+abB$
Parcelas divididas	cd (b-1)		
Tratamientos (2)	b-1		$S+aP+adT_{1x2}+acdT_2$
Tr(1) x Tr(2)	(b-1)(c-1)		$S+aP+adT_{1x2}$
Error (2)	c(b-1)(d-1)	V_3	$S+aP$
Error de muestreo	bcd(a-1)	V_4	S

Fuente: Elaboración propia con información de Koch y Rigney (1951).

Al comparar los dos análisis de varianza, Koch y Rigney (1951, p.18) concluyeron que: “los componentes de la varianza que se estiman en los datos de uniformidad también se estiman en el análisis de parcela dividida”.

Con base en lo anterior, se reconstruye la varianza para los diferentes tamaños de las unidades dentro de toda el área experimental, a partir de los componentes

de la varianza. Dado que las repeticiones cubren la totalidad del área experimental, Koch y Rigney (1951, p.19) explican que la varianza requerida para parcelas del tamaño de una repetición es igual al cuadrado medio, tal como se expresa en el ANOVA:

$$V'_1 = S + aP + abB + abcR. \quad (12)$$

Sin embargo, el cuadrado medio de los bloques mide solamente la variación entre bloques dentro de las repeticiones; el cuadrado medio de los bloques para el área completa, contiene la varianza por bloques dentro de las repeticiones, más la varianza entre las repeticiones; el cuadrado medio requerido, se debe construir a partir de la adición de los cuadrados medios de las repeticiones y de los bloques, dividido entre la combinación de los grados de libertad. Así, la varianza de los bloques dentro de toda el área experimental, (V'_2), se expresa de la siguiente manera:

$$V'_2 = S + aP + abB + \frac{(d-1)}{(cd-1)} abcR. \quad (13)$$

De manera análoga se obtiene la varianza de las parcelas dentro de toda el área experimental (V'_3):

$$V'_3 = S + aP + \frac{(cd-1)}{(bcd-1)} abB + \frac{(d-1)}{(bcd-1)} abcR. \quad (14)$$

Y, finalmente, la varianza entre sub-parcelas dentro de toda el área experimental, (V'_4), se expresa como:

$$V'_4 = S + \frac{(bcd-1)}{(abcd-1)} aP + \frac{(cd-1)}{(abcd-1)} abB + \frac{(d-1)}{(abcd-1)} abcR. \quad (15)$$

Después de reducir esas variaciones a unidad de área —dividiéndolas entre el número de unidades en la parcela— se obtiene:

$$V''_1 = \frac{V'_1}{abc}$$

$$V_2'' = \frac{V_2'}{ab}$$

$$V_3'' = \frac{V_3'}{a}$$

$$V_4'' = V_4' \tag{16}$$

El valor de b por este método se obtiene (mediante mínimos cuadrado ordinarios):

$$b = \left[\sum x' y' - \left(\frac{(\sum x')(\sum y')}{n} \right) \right] / \left[\sum (x')^2 - \frac{(\sum x')^2}{n} \right], \tag{17}$$

donde:

- $y' = \log(V_i'')$, con $i = 1,2,3,4$;
- $x' = \log(x_i)$, con $i = 1,2,3,4$;
- x = Número de unidades por fuente; y
- $n = 4$.

La varianza de un coeficiente de regresión se basa comúnmente en las desviaciones de la regresión y, en este caso, se calcula como:

$$s_b^2 = \frac{\frac{\sum (y')^2 - \frac{(\sum (x' y'))^2}{\sum (x')^2}}{n - 2}}{\sum (x')^2} \tag{18}$$

Esta varianza de b se puede usar para establecer el intervalo de confianza:

$$b \pm t s_b \tag{19}$$

Gomez y Gomez (1984) mencionan como ventaja de emplear datos experimentales para estimar el coeficiente b , que este procedimiento es menos dispendioso, ya que requiere de menos tiempo y menos dinero que un ensayo de uniformidad; además, pueden incluirse varios experimentos y cubrir más área,

incluso, diferentes épocas del año pueden ser cubiertas. Sin embargo, tiene la desventaja principal de que las estimaciones de las varianzas solo pueden ser obtenidas para unos pocos tamaños de parcela, por experimento, así que el ajuste de la regresión tiene poca precisión. Además, los bloques, tienden a formarse de modo que una gran parte de la variabilidad del suelo permanece entre bloques, lo que lleva a un valor sobreestimado de la variación de las parcelas del tamaño de un bloque.

4.1.3. Inspección visual de la curvatura máxima (IVCM)

El método de inspección visual de curvatura máxima también es conocido con el nombre de método de máxima curvatura, Chacin (1977), citado por Bakke (1988, p.4), lo considera como el primer método desarrollado para obtener un tamaño de parcela óptimo. Lorentz, Erichsen y Lúcio (2012) le atribuyen la autoría a Federer (1955).

Este método parte de un ensayo de uniformidad, y procede de la siguiente manera: se calculan los coeficientes de variación (CV) para cada tamaño de parcela (x); se grafican esos coeficientes de variación en función del tamaño de parcela (Figura 1), y se determina el punto de máxima curvatura mediante inspección visual, tomando como tamaño óptimo de la parcela, el valor de la abscisa de dicho punto. Por su carácter subjetivo, este método ha sido sujeto de crítica, ya que se afirma que los resultados están sujetos a la escala con que se realice el diagrama de dispersión.

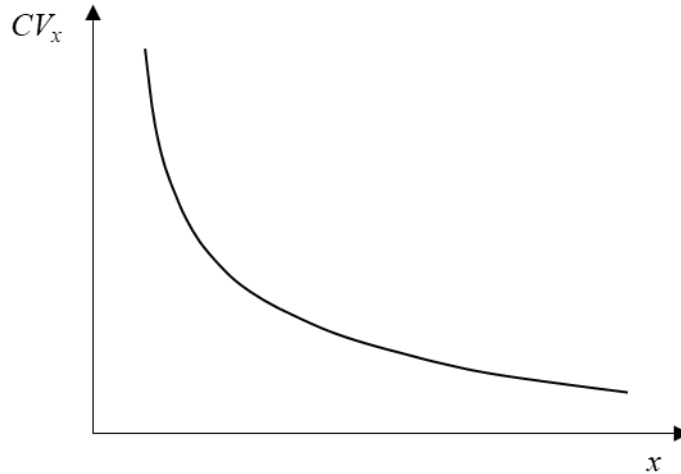


Figura 1. Relación entre el coeficiente de variación y el tamaño de la parcela.

4.1.4. Método de Hateway y Williams

Hateway y Williams (1958) observaron que los valores de correlación (b) del Método de Smith, algunas veces excedían a uno por lo que no se podían interpretar correctamente los resultados. Para resolverlo propusieron un método que pondera las varianzas observadas entre parcelas de diferentes tamaños, con lo cual el coeficiente de correlación ponderado (b_2) queda definido como:

$$b_2 = \frac{\frac{(\sum w \log V_x \log x) - (\sum w \log V_x)(\sum \log x)}{\sum w}}{\frac{\sum w (\log x)^2 - (\sum w \log x)^2}{\sum w}}, \quad (20)$$

donde:

- w representa los grados de libertad para cada tamaño de parcela;
- V_x es la varianza del rendimiento, o de cualquier otra variable de interés, por unidad de área entre parcelas de tamaño x , y
- x es el número de unidades experimentales básicas (UEB) que componen la parcela.

4.1.5. Método de Hatheway

Hatheway (1961) une el método de Smith (1938), empleando el modelo (3) definido en la sección 4.1.1, con la fórmula para determinar el número óptimo de repeticiones propuesta por Cochran y Cox (1957):

$$r = \frac{2C^2(t_1 + t_2)^2}{d^2}, \quad (21)$$

donde:

- r es el número de repeticiones requeridas para detectar una diferencia verdadera;
- d es la diferencia verdadera entre dos tratamientos, medida como porcentaje de la media;
- C es el error estándar verdadero por parcela, medido como porcentaje del promedio usualmente estimado por el coeficiente de variación;
- t_1 es el valor crítico de la distribución *t-Student* a un nivel α_1 de probabilidad, de acuerdo con las hipótesis experimentales, y
- t_2 es el valor crítico bilateral de la *t-Student* a un nivel $\alpha_2 = 2(1 - P)$ de probabilidad, donde P es probabilidad de obtener un resultado significativo.

Con estas dos fórmulas Hatheway (1961) desarrolló su método:

$$x^b = \frac{2(t_1 + t_2)^2 CV^2}{rd^2}, \quad (22)$$

donde:

- x es el tamaño óptimo de la parcela expresado en múltiplos de parcelas unitarias;
- b es el coeficiente de heterogeneidad de Smith, y
- CV es el coeficiente de variación para parcelas de tamaño unitario.

Con esto, se puede obtener una ecuación que permite determinar el tamaño de la parcela, independientemente del costo; solamente requiere de la

especificación del número de repeticiones (r), de la precisión requerida (α, d, P) y de la estimación previa del valor del coeficiente b . Aunque este tamaño no necesariamente es el óptimo, ya que responde a las condiciones de la investigación (Bakke, 1988, p.89).

4.1.6. Método de curvatura máxima (MCM)

Este método, parte del análisis gráfico propuesto por Federer (1955). Sin embargo, Lessman y Atkins (1963), partiendo de la ecuación general del método de Smith (1938), explican la relación entre los coeficientes de variación y el tamaño de la parcela con la siguiente expresión:

$$CV_x = \frac{a}{x^b}, \quad (23)$$

donde a y b se obtienen mediante el método de mínimos cuadrados para modelos no lineales x corresponde al tamaño de parcela. Este método se basa en cálculos algebraicos para determinar el punto correspondiente a la curvatura máxima (Figura 2), a partir de una función de curvatura asociada a ecuación (23). Esto requiere la aplicación de conceptos de la geometría como los de diferencia y movimiento curvilíneo, con los que se obtiene:

$$K = \frac{CV_x''}{(1 + (CV_x')^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (24)$$

donde K es la función de curvatura, CV_x' y CV_x'' corresponde a la primera y segunda derivada de la ecuación (23). La curvatura es máxima donde la primera derivada de K en relación a x es igual a cero; así, el punto máximo de curvatura, llamado por los autores punto crítico, (x_0) , que corresponde al tamaño de parcela de mayor tasa de variación del coeficiente de variación (Meier y Lessman, 1971) está dado por la ecuación (25), donde \hat{a} y \hat{b} son estimadores de a y b , respectivamente.

$$x_0 = \left[\frac{\hat{a}^2 \hat{b}^2 (2\hat{b} + 1)}{\hat{b} + 2} \right]^{\frac{1}{2+2\hat{b}}} \quad (25)$$

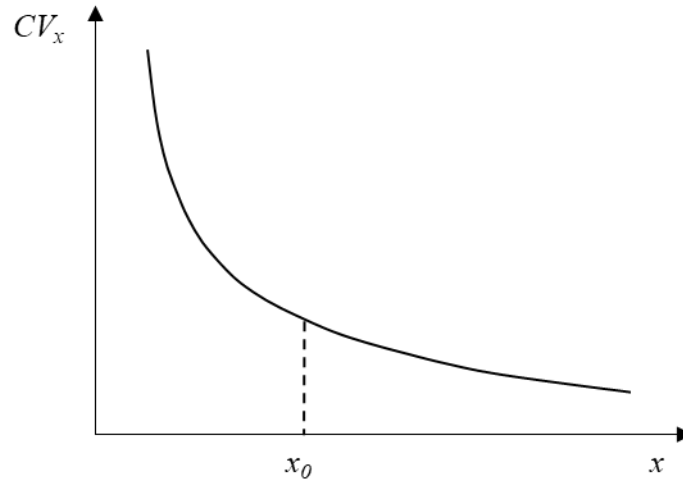


Figura 2. Relación entre el coeficiente de variación y el tamaño de la parcela para el método de curvatura máxima de coeficiente de variación.

4.1.7. Método de la forma canónica

Pablos y Castillo (1976) proponen analizar no sólo el tamaño de la parcela sino también su forma, relacionando el coeficiente de variación (CV), con las dimensiones de largo y ancho de la parcela a través de un modelo cuadrático. Este método también es conocido como método de superficie de respuesta, cuyo modelo real se presume es un modelo cuadrático en tres dimensiones, el cual se estima como (26), donde L es el largo y A es el ancho de la parcela:

$$CV = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 A + \beta_{11} L^2 + \beta_{22} A^2 + \beta_{12} LA + \varepsilon \quad (26)$$

4.1.8. Método de curvatura máxima bivariada

Barrientos (1981) indica que la variabilidad de un ensayo puede ser analizada como respuesta de la variación de los componentes de forma y tamaño de la parcela, por medio de un modelo de superficie de respuesta. El modelo propuesto para el cálculo del tamaño óptimo y forma más adecuada queda definido como:

$$CV = \beta_0 A^{\beta_1} L^{\beta_2} \varepsilon \quad (27)$$

donde:

- CV es el coeficiente de variación calculado para parcela de tamaño y forma $A \times L$;
- A es el ancho de la parcela (puede medirse en número de surcos o metros);
- L es el largo de la parcela (medido en segmentos de surco que lo componen o metros), y
- ε es la variable aleatoria del error experimental.

A partir de las derivadas parciales de (27) se las condiciones de primer orden para obtener las dimensiones óptimas de la parcela:

$$\frac{\partial CV}{\partial A} = \beta_0 \beta_1 A^{\beta_1 - 1} L^{\beta_2} = -1 \quad (28)$$

$$\frac{\partial CV}{\partial L} = \beta_0 \beta_2 A^{\beta_1} L^{\beta_2 - 1} = -1 \quad (29)$$

Las cuales son, a la vez, necesarias y suficientes dada la concavidad de la función Cobb-Douglas que especifica a CV en (27).

4.1.9. Regresión lineal con constante (LRP)

Dentro de los modelos segmentados destaca el modelo lineal de respuesta constante con aplicaciones en distintos campos; como su nombre lo indica, consiste en segmentar la función en dos partes: una donde para valores $x_i \leq x_0$ están descritos por un modelo lineal creciente o decreciente hasta cierto punto, más allá del cual se vuelve constante (Figura 3).

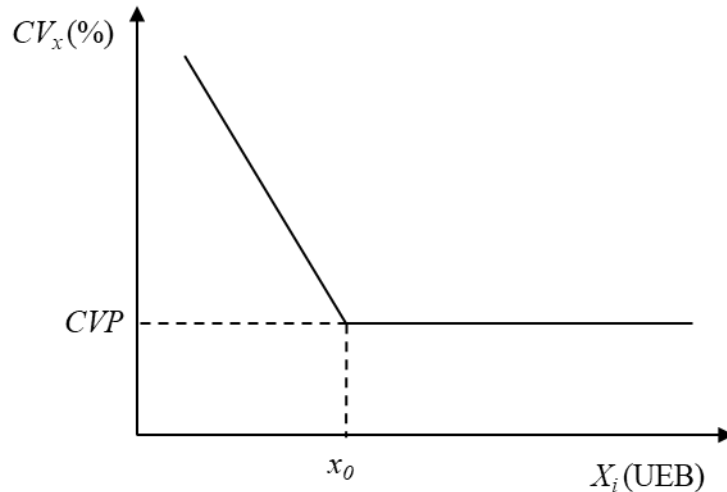


Figura 3. Relación entre el tamaño de la parcela y el coeficiente de variación, para el método de segmentación lineal con constante.

Paranaíba, Ferreira y Morais (2009), con base en los modelos de segmentación de Ferrerira (2007), proponen ajustar un modelo segmentado lineal con constante a los coeficientes de variación obtenidos para diferentes tamaños de parcelas, en ensayos de uniformidad y en el contexto de dimensionamiento de tamaño óptimo de parcela:

$$CV_x = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i, & \text{si: } x \leq x_0; \\ CVP + \varepsilon_i, & \text{si: } x > x_0, \end{cases} \quad (30)$$

donde:

- CV_x es el coeficiente de variación entre los totales para parcelas con x_i unidades básicas;
- CVP es el coeficiente de variación en el punto donde se unen los dos segmentos, y
- ε_i es el error asociado a CV_x , supuestamente normal e independientemente distribuido, con media cero y varianza constante.

Por la condición de continuidad de los dos segmentos que son iguales en el punto x_0 , se puede escribir:

$$\beta_0 + \beta_1 x_0 = CVP, \quad (31)$$

entonces:

$$x_0 = \frac{CVP - \beta_0}{\beta_1}, \quad (32)$$

donde x_0 corresponde al tamaño óptimo, obtenido con el método segmentación lineal con constante.

4.1.10. Regresión cuadrática con constante (QRP)

Otra alternativa dentro de los modelos segmentados es el modelo cuadrático de respuesta constante. Moreira *et al.* (2016) lo mencionan como una alternativa para encontrar el tamaño óptimo. Igual que el anterior, este modelo se basa en la segmentación de la curva que relaciona el coeficiente de variación con el tamaño; la diferencia es que no asume un segmento lineal, sino polinomial de segundo grado (Figura 4).

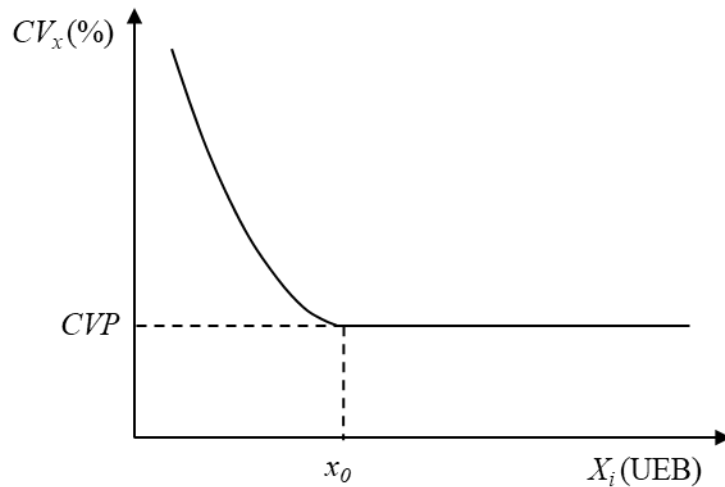


Figura 4. Relación entre el tamaño de la parcela y el coeficiente de variación, para el método de regresión cuadrática con constante.

Para valores $x_i \leq x_0$ el modelo es cuadrático y para valores $x_i > x_0$ es constante. De igual manera, la intersección entre los segmentos determina el tamaño óptimo:

$$Y_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i, & \text{si: } x \leq x_0; \\ P + \varepsilon_i, & \text{si: } x > x_0, \end{cases} \quad (33)$$

Si se adapta el modelo a los coeficientes de variación obtenidos para los diferentes tamaños de parcela en un ensayo de uniformidad, se tendría que:

$$CV_x = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i, & \text{si: } x \leq x_0; \\ CVP + \varepsilon_i, & \text{si: } x > x_0. \end{cases} \quad (34)$$

El punto x_0 es considerado como desconocido y se le debe estimar conjuntamente con los demás parámetros del modelo. Este punto representa el punto de unión de los dos segmentos, la curva debe ser continua (ambos segmentos deben intersectarse en x_0) y suavizada, lo que significa que las primeras derivadas con respecto a x en ambos segmentos deben ser la misma para el punto x_0 . De acuerdo con Ferreira (2007), en el segmento cuadrático esta condición implica que:

$$\frac{\partial CV_x}{\partial x} = \beta_1 + 2\beta_2 x_i \quad (35)$$

Una vez igualada a cero, la ecuación (35) se resuelve para x . Después de sustituir x por x_0 , punto en que la curva debe ser continua y suavizada, se obtiene:

$$x_0 = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \quad (36)$$

Al sustituir este valor en la ecuación (34) se obtiene el máximo que corresponde a la constante (CVP):

$$\begin{aligned} CV_x = CVP &= \beta_0 + \beta_1 x_0 + \beta_2 x_0^2 \\ &= \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right) + \beta_2 \left(\frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right)^2 \\ &= \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{2\beta_2} + \frac{\beta_1^2}{4\beta_2} \\ &= \beta_0 - \frac{\beta_1^2}{4\beta_2} \end{aligned} \quad (37)$$

4.1.11. Método de curvatura máxima del coeficiente de variación (CMCV)

Paranaiba *et al.* (2009) proponen este método; su característica principal es el método de estimación de las varianzas. Los autores se basan en la dificultad que representa la agrupación de las unidades experimentales básicas adyacentes: cuanto más grande sea el ensayo o mayor sea el número de unidades experimentales básicas, más compleja será la agrupación.

El método se basa en la consideración del coeficiente de variación de los totales de parcelas de tamaño x y obtiene una expresión del CV_x entre totales, partiendo del siguiente modelo:

$$Z_i = \mu + \varepsilon_i \quad (38)$$

donde:

- Z_i es una variable aleatoria de interés correspondiente a la i -ésima UEB;
- μ es la media general de las parcelas conformadas por una UEB, y
- ε_i es el error experimental asociado a la observación Z_i , de tal forma que:

$$\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + u_i \quad (39)$$

donde:

- ρ es el coeficiente de autocorrelación espacial de primer orden; y
- u_i es el error experimental, distribuido con media cero y varianza constante.

El coeficiente de autocorrelación espacial de primer orden se puede estimar mediante la siguiente ecuación:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=2}^{fc} (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})(\varepsilon_{i-1} - \bar{\varepsilon})}{\sum_{i=1}^{fc} (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})} \quad (40)$$

Así, el coeficiente de variación puede ser expresado como:

$$CV_x = \frac{100\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)s^2 / \bar{Z}^2}}{\sqrt{x}} \quad (41)$$

donde los valores \bar{Z} , s^2 y $\hat{\rho}$ —promedio, varianza y coeficiente de autocorrelación espacial, respectivamente— son estimadores de los parámetros desconocidos μ , σ^2 y ρ .

A partir de este punto, el método adopta el mismo procedimiento que el propuesto por Lessman y Atkins (1963) (MCM).

La función de curvatura requerida se obtiene de la primera y segunda de CV_x . Después de sustituir y simplificar los valores de las derivadas, la fórmula para K queda expresada como:

$$K = \frac{75\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)s}}{\bar{Z}^2 x^{2,5} \left(1 + 2500 \frac{(1 - \hat{\rho}^2)s^2}{x^3 \bar{Z}^2}\right)^{\frac{3}{2}}} \quad (42)$$

El máximo de la función de curvatura se obtiene después de derivar K en función de x e igualar a cero la expresión. Así, el punto de curvatura máxima, equivalente al tamaño óptimo, está dado por:

$$x_0 = \frac{10^3 \sqrt{2(1 - \hat{\rho}^2)s^2 \bar{Z}}}{\bar{Z}} \quad (43)$$

4.1.12. Método de máxima distancia (MMD)

Este método también parte de un ensayo de uniformidad; fue propuesto por Lorentz *et al.* (2012). Este método pretende solventar la subjetividad del método de inspección visual partiendo de la geometría formada por:

$$y_c = \frac{a}{x^b} \quad (44)$$

y una recta secante a (44) definida como:

$$y_R = cx + d \quad (45)$$

En (44) a y b se pueden obtener del modelo de Smith (1938) o bien del de Lessman y Atkins (1963). Como se observa en la Figura 5, lo que procura el método es encontrar el punto donde la curva y_c esté a la mayor distancia posible de la recta y_R .

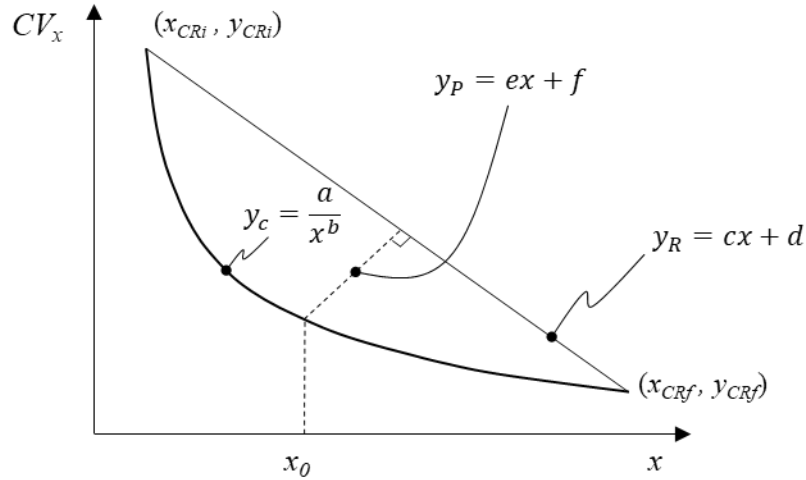


Figura 5. Punto óptimo de la parcela experimental con el método de máxima distancia.

La recta perpendicular entre y_c y y_R se define como:

$$y_P = ex + f \quad (46)$$

donde, el coeficiente de la pendiente c y la ordenada al origen d , ambos coeficientes de la recta y_R , se pueden obtener a partir de dos puntos de y_R y estos pueden ser los que tiene en común con la curva y_c . Por lo que c y d puede calcularse como:

$$c = \frac{y_{CRf} - y_{CRI}}{x_{CRf} - x_{CRI}} \quad (47)$$

$$d = y_{CRI} - cx_{CRI} \quad (48)$$

De manera análoga, si se toma en cuenta que la recta y_R y la recta y_P son perpendiculares, se puede obtener el coeficiente de la pendiente (e) de la recta y_P como se indica a continuación:

$$e = \frac{-1}{c}$$

La determinación del coeficiente f de la recta y_p se lleva a cabo mediante un método iterativo propuesto como parte de este método, el cual puede ser subdividido en seis etapas.

Primera etapa: Se toman determinados valores de x entre x_{CRf} y x_{CRi} . Si estos valores fueran igualmente espaciados, entonces la distancia estaría dada por:

$$\Delta = \frac{x_{CRf} - x_{CRi}}{n} \quad (50)$$

donde n es el número de intervalos en los que puede ser dividido el dominio de la función.

Segunda etapa: Para un valor determinado sobre el eje x , por ejemplo, x_j , se calcula $y_c(x_j)$ y se busca el punto en el que $y_c(x_j) = y_p(x_j)$, considerando que la recta y_p , perpendicular a la recta y_R , intercepta a la curva y_C en x_j .

Tercera etapa: Al evaluar la ecuación de y_p en el punto (x_j, y_{Pj}) se obtiene f , de forma tal que:

$$\text{si: } y_p = ex + f \Rightarrow$$

$$f = y_p - ex \quad (51)$$

Al evaluar:

$$f = y_{Pj} - ex_j. \quad (52)$$

Cuarta etapa: En esta etapa, se obtiene el punto común entre y_R y $y_{Pj}(x_{RPj}, y_{RPj})$, después de resolver el sistema:

$$\begin{cases} y_{RPj} = cx_{RPj} + d, \\ y_{RPj} = ex_{RPj} + f, \end{cases} \quad (53)$$

el cual tiene como solución:

$$x_{RPj} = \frac{f - d}{c - e}$$

Quinta etapa: Con el resultado anterior se puede calcular la distancia entre los puntos (x_{Cj}, y_{Cj}) y (x_{RPj}, y_{RPj}) , la distancia sobre la recta y_{Pj} a la que es perpendicular y_R , la cual está dada por:

$$d_{CR} = \sqrt{(y_{Cj} - y_{RPj})^2 + (x_{Cj} - x_{RPj})^2}. \quad (55)$$

Sexta etapa: Como se trata de un proceso iterativo, se requiere que se repitan las etapas dos a la cinco para x_j , variando de x_1 a x_n , hasta obtener el mayor de los valores de $d_{CR}(d_{CRm\acute{a}x})$ y sus correspondientes coordenadas sobre la curva $y_C(x_{Cm\acute{a}x}, y_{Cm\acute{a}x})$. Ese valor $d_{CRm\acute{a}x}$ es la distancia máxima entre la curva dada por y_C y la recta y_R , la cual corresponde al tamaño óptimo de la parcela experimental.

4.1.13. Método algebraico mixto

Morais, Villa, González, y Moraes (2018) presentan algunos modelos estadísticos alternativos para determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental. Se trata de modelos análogos al método de curvatura máxima de Lessman y Atkins (1963). Con la relación que expresa los cambios en el coeficiente de variación en términos del tamaño de la parcela se construye una función de curvatura la cual es usada para el cálculo del tamaño óptimo de parcela. Los modelos analizados se basan en los siguientes postulados:

- y es una función estrictamente decreciente;
- y es una función simple y derivable;
- $\lim_{x \rightarrow 0} y = \infty$, el coeficiente de variación tiende a infinito conforme tiende a cero el tamaño de la parcela experimental, y
- $\lim_{x \rightarrow \infty} y = 0$, el coeficiente de variación tiende a cero conforme crece el tamaño de la parcela.

En total los autores proponen siete modelos para el análisis de la información experimental (Cuadro 7).

Cuadro 7. Modelos propuestos por el método algebraico mixto, sus derivadas y el tamaño de parcela.

Modelo		Derivada		Tamaño de parcela (x_0)
		1 ^{ra}	2 ^{da}	
Mxi	$y = a + \frac{b}{x}$	$\frac{-b}{x^2}$	$\frac{2b}{x^3}$	$\sqrt{\hat{b}}$
MMi	$y = \frac{a+x}{bx}$	$\frac{-a}{bx^2}$	$\frac{2a}{bx^3}$	$\sqrt{\frac{\hat{a}}{\hat{b}}}$
Mhi	$y = \frac{1}{a+bx}$	$\frac{-b}{(a+bx)^2}$	$\frac{2b}{(a+bx)^3}$	$\frac{\sqrt{\hat{b}} - \hat{a}}{\hat{b}}$
Mrx	$y = a + \frac{b}{\sqrt{x}}$	$\frac{-b}{2\sqrt{x^3}}$	$\frac{3b}{4\sqrt{x^5}}$	$\left(\frac{\hat{b}^2}{5}\right)^{\frac{1}{3}}$
Mex	$y = \frac{a}{e^{bx}}$	$\frac{-ab}{e^{bx}}$	$\frac{ab^2}{e^{bx}}$	$\frac{\ln(\sqrt{2\hat{a}\hat{b}})}{\hat{b}}$
Me2	$y = \frac{1+e^{-ax}}{b}$	$\frac{-ae^{-ax}}{b}$	$\frac{a^2e^{-ax}}{b}$	$\frac{-1}{\hat{a}} \ln\left(\frac{\hat{b}}{\sqrt{2\hat{a}}}\right)$
Mei	$y = a + \frac{b}{e^x}$	$\frac{-b}{e^x}$	$\frac{b}{e^x}$	$\ln(\sqrt{2\hat{b}})$

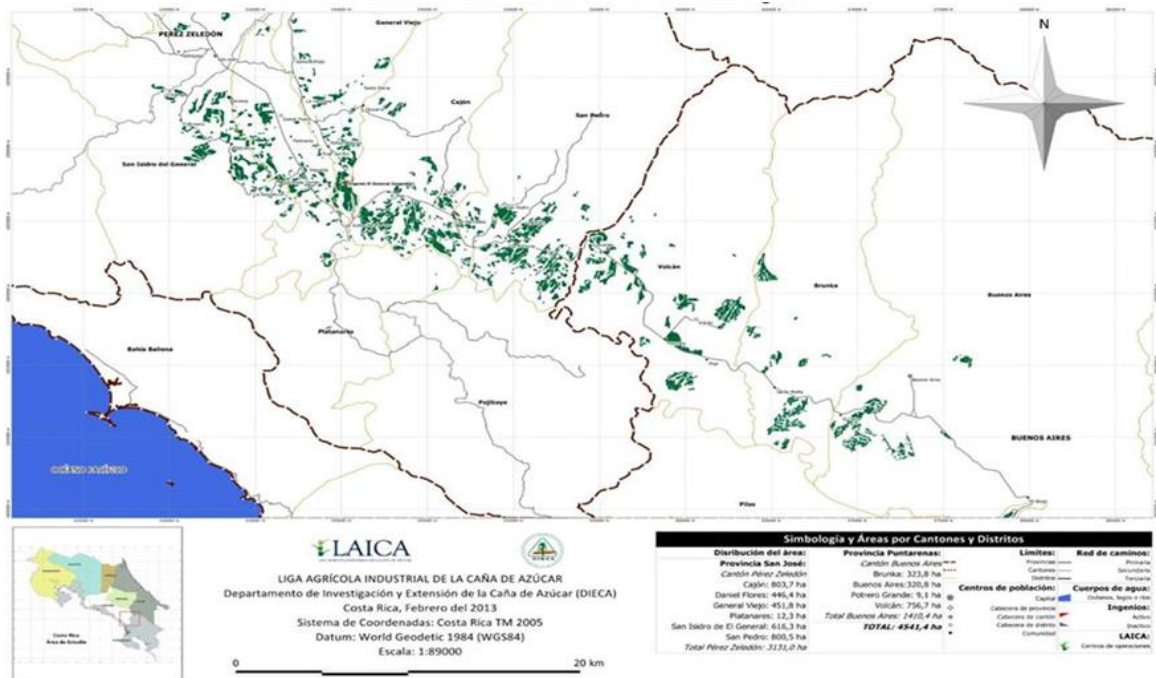
Fuente: Elaboración propia con adaptaciones hechas del texto de Morais *et al.* (2018).

V. MATERIALES Y MÉTODOS

5.1. Ensayo de uniformidad

El trabajo de campo se llevó a cabo durante la zafra 2018-2019, en la Finca El Porvenir, propiedad de CoopeAgri R.L., la cual está ubicada en La Fortuna de San Pedro del cantón de Pérez Zeledón, San José, Costa Rica a una altura de 591 metros sobre el nivel del mar. Dicha finca cuenta con su propia estación meteorológica, según la cual en el año 2017 la precipitación anual fue de 3.673,8 mm y la temperatura promedio de 23,3 °C, con una máxima de 34,5°C y una mínima de 15,4°C.

Pérez Zeledón forma parte de una de las siete zonas cañeras del país, la Región Brunca, que de acuerdo al último censo cañero, realizado en febrero de 2013, cuenta con 4.541,4 ha de las cuales 69% se ubica en el cantón de Pérez Zeledón y el restante, 31%, en el cantón de Buenos Aires (Figura 6).



Fuente: Liga Agrícola Industrial de la Caña de Azúcar (LAICA).

Figura 6. Plantaciones de caña de azúcar en la Región Brunca, Costa Rica 2013.

En esta región predominan los suelos del orden ultisol, los cuales tienen la fertilidad natural más deficientes entre los suelos cañeros de Costa Rica; los contenidos de Al y Fe son elevados, en tanto tienen concentraciones bajas de P, Ca, Mg, K, Zn y S, lo que obliga a prestar especial atención a la nutrición del cultivo. Además, las condiciones de la topografía en las que se desarrolla este cultivo son terrenos irregulares, con pendientes que varían entre 5 y 15%.

La siembra se realizó el día 29 de mayo del 2018, se utilizó la variedad RB 99-381 (Figura 7) cuyos progenitores son CR 64-212 y RB 86-7515. Esta variedad fue introducida a Costa Rica para procesos de evaluación y selección en el año 2009, y actualmente es un material recomendado y en proceso de crecimiento en las áreas cañeras de la región, con un promedio de rendimiento industrial de 134,05 kg t⁻¹ y un rendimiento de campo de 120,99 t caña ha⁻¹. La siembra se realizó de forma manual, con una densidad de tres chorros (Figura 8) en ese momento se realizó la primera fertilización, con 45 kg de nitrógeno, 150 kg de fosforo, 18,7 kg de azufre y 0,4 kg ha⁻¹ de zinc.

Con base en la premisa de que un cultivo uniforme en el suelo proporciona un rendimiento uniforme, la heterogeneidad del suelo se midió a través de las diferencias en el rendimiento entre parcelas.

De acuerdo con Vargas y Navarro (2017, p.140): “Por la naturaleza del ensayo de uniformidad todas las fuentes de variación a excepción de la variación del suelo se mantienen constantes, por lo que es esta heterogeneidad del suelo la que explica la variación de la producción de una unidad básica a otra”. En este caso el manejo que recibió la parcela fue el mismo que recibieron las plantaciones comerciales de la región, en cuanto a fertilización y demás prácticas agrícolas.



Fuente: Julio César Barrantes Mora (2018).

Figura 7. Variedad de caña de azúcar RB 99-381.

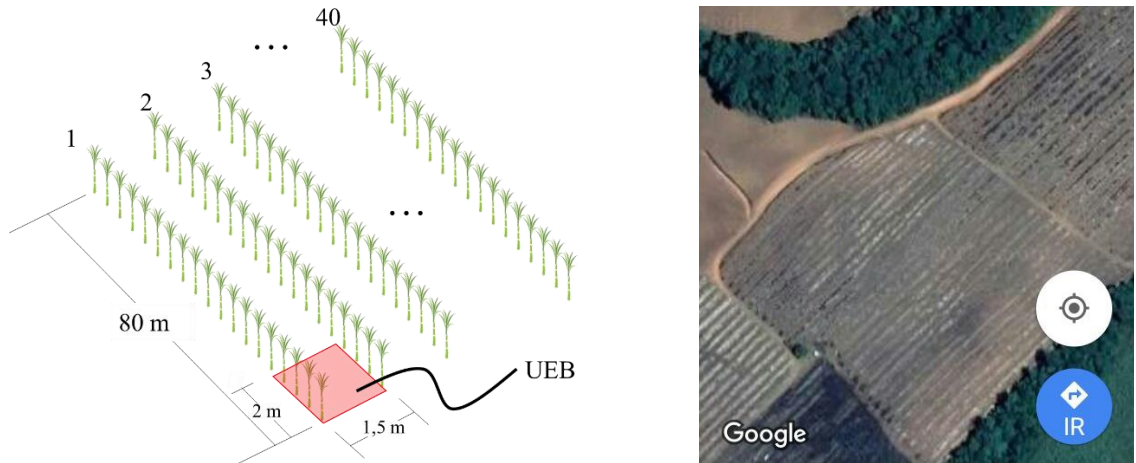


Fuente: Julio César Barrantes Mora (2018).

Figura 8. Siembra a tres chorros del ensayo de uniformidad en la finca El Porvenir.

Se plantaron 40 surcos de 84 metros de largo con una separación entre cada uno de 1,5 metros, para un total de 5.040 m² de área experimental que corresponde a la parcela total. A cada extremo de los surcos se descontaron 2

metros para controlar el efecto borde. Así la parcela útil fue de 40 surcos de 80 metros de largo con una separación entre cada uno de 1,5 metros, para un total de 4.800 m² (Figura 9).



Nota: Dimensiones del ensayo: 40 surcos de 80 m de largo con una separación de 1,5 m.

Figura 9. Diseño y vista aérea del ensayo de uniformidad.

La influencia del tamaño del ensayo de uniformidad sobre la estimación del tamaño de parcela ha sido estudiada recientemente. Schwertner, Lúcio y Cargnelutti-Filho (2015) afirman que si los ensayos de uniformidad se limitan a un área muy pequeña y a pocas unidades básicas se corre el riesgo de tener estimaciones de baja precisión. Pero este tipo de investigación también es relativa a cada cultivo; Sari y Lúcio (2018) y Storck, Bisognin y Oliveira (2006) lo han trabajado en tomate *cherry* y papa respectivamente.

Se definió una unidad experimental básica (UEB) de 2 metros de largo por 1,5 metros de ancho ($3m^2$) y con ello se obtuvo un ensayo de uniformidad con $40 \times 40 = 1.600$ UEB.

A los 45 días después de la siembra se realizó la segunda fertilización con 51,4 kg de nitrógeno, 6,04 kg de fósforo; 75,6 kg de potasio; 15,1 kg de magnesio; 19,1 kg de azufre y 1,06 kg ha⁻¹ de zinc, utilizando la fórmula 17-2-25- 5 (MgO)-6,3 (S)-0,35 (Zn). Dicha fertilización se repitió a los 90 días después de la siembra con las mismas dosis. En total y para todo el ciclo de cultivo se aplicaron 147,8

kg de nitrógeno, 162,1 kg de fósforo, 151,2 kg de potasio, 30,2 kg de magnesio, 56,9 kg de azufre y 2,52 kg de zinc por hectárea (Figura 10).

El control de malezas se realizó de manera pre-emergente a los 20 días después de la siembra utilizando una mezcla química de los productos Pendimetalina 50 EC a una dosis de 3 litros ha^{-1} y de Terbutilazina 50 SC a una dosis de 2 litros ha^{-1} .



Fuente: Julio César Barrantes Mora (2018).

Figura 10. Fertilización del ensayo durante la siembra y a los 45 dds.

La cosecha se realizó a los 10 meses de edad de la plantación, los días 6 y 7 de marzo del 2019, se tomó dos días debido a la cantidad de parcelas y que la cosecha se hace de forma manual. Cada parcela de 2 metros de largo por 1,5 metros de ancho ($3m^2$) fue pesada empleando una balanza electrónica previamente calibrada bajo el sistema métrico decimal con la que se obtuvo el peso en kilogramos (Figura 11).



Fuente: Julio César Barrantes Mora (2019).

Figura 11. Cosecha y pesada en el ensayo de uniformidad.

5.2. Agrupación de unidades adyacentes

Una vez recolectados los datos de producción de las 1.600 unidades experimentales básicas, se formaron diferentes tamaños de parcela con la agrupación de x unidades experimentales básicas adyacentes y se emplearon únicamente combinaciones que tuvieran un tamaño de parcela tal que se ajustara exactamente al área de la parcela total; es decir, x es un número divisor de 1.600.

Se desarrolló un código en Python versión 3 con el fin de construir las matrices de las dimensiones requeridas para conformar las parcelas secundarias. En ese código tomo como entrada una matriz 40×40 , que son las dimensiones del ensayo de uniformidad, y mediante un algoritmo que sigue un ciclo que emplea los dos componentes de la entrada (filas y columnas), se genera un conjunto de matrices nuevas de las que se obtiene el promedio y la varianza muestral.

En el Cuadro 8 se muestran todas las formas en que fue posible agrupar las unidades básicas para la formación de unidades secundarias. Por ejemplo, fue posible crear 400 parcelas de $12m^2$, cada una formada por cuatro unidades experimentales básicas cada UEB de $3m^2$. Esas parcelas de $12m^2$ se agruparon de tres formas distintas: primero, de 1×4 (una fila y cuatro columnas); luego, de 4×1 (cuatro filas, una columna), y, finalmente, de 2×2 (dos filas, dos columnas). Esas tres formas de agrupación no sólo dieron lugar a parcelas del

mismo tamaño, además, hicieron posible el uso de la totalidad de unidades básicas, lo cual es un requisito para una buena agrupación. En total, se pudieron agrupar todos los datos recabados en 63 formas diferentes, equivalentes a 20 tamaños de parcela.

Cuadro 8. Cantidad y tamaños de parcela secundarias que fue posible agrupar en el ensayo.

Cantidad de parcelas secundarias	Tamaño		Formas
	UEB	m ²	
1600	1	3	(1x1)
800	2	6	(1x2),(2x1)
400	4	12	(1x4),(4x1),(2x2)
320	5	15	(1x5),(5x1)
200	8	24	(1x8),(8x1),(2x4),(4x2)
160	10	30	(1x10),(10x1),(2x5),(5x2)
100	16	48	(4x4),(2x8),(8x2)
80	20	60	(1x20),(20x1),(2x10),(10x2),(4x5),(5x4)
64	25	75	(5x5)
50	32	96	(4x8),(8x4)
40	40	120	(1x40),(40x1),(2x20),(20x2),(4x10),(10x4),(5x8),(8x5)
32	50	150	(5x10),(10x5)
25	64	192	(8x8)
20	80	240	(2x40),(40x2),(4x20),(20x4),(8x10),(10x8)
16	100	300	(5x20),(20x5),(10x10)
10	160	480	(4x40),(40x4),(8x20),(20x8)
8	200	600	(5x40),(40x5),(10x20),(20x10)
5	320	960	(8x40),(40x8)
4	400	1200	(10x40),(40x10),(20x20)
2	800	2400	(20x40),(40x20)

5.3. Optimización del tamaño la unidad experimental

Para determinar el tamaño óptimo de parcela se emplearon los métodos basados en modelos de regresión no lineal segmentados, el método de regresión lineal con constante (LRP) y el de regresión cuadrática con constante (QRP).

Para realizar las estimaciones, así como realizar los gráficos y mapas se emplearon varios softwares, Microsoft Excel versión 2016, R versión 3.5.1 2018, SAS, Python versión 3, InfoStat versión 2018 y Surfer versión 15.

VI. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Del ensayo de uniformidad se obtuvo una producción promedio de 19,9 kg con una desviación estándar de 3,8 kg. El mínimo fue de 9,5 kg y el valor máximo que se obtuvo fue de 38 kg. Tal como se observa en la Figura 12, el 41% de las unidades experimentales básicas pesaron entre 18 y 22 kg. Debido a algunos de los valores extremos, la distribución es leptocúrtica ($K = 3,3587$) y presenta asimetría negativa ($CA = 0,1472$).

Se aplicó la prueba de contrastes de *Jarque-Bera* (Jarque y Bera, 1987) se rechazó la hipótesis nula de normalidad ($p = 0,0008$).

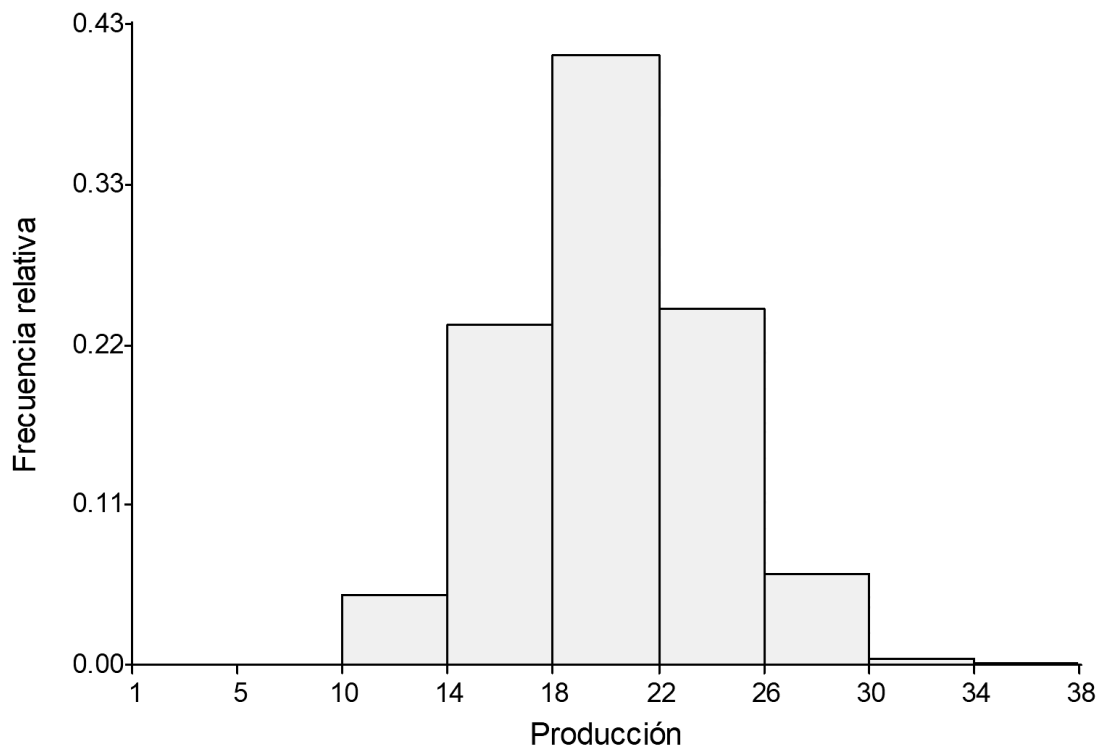


Figura 12. Histograma de la producción obtenida del ensayo de uniformidad.

La información que proveen las unidades básicas también se puede visualizar mediante un mapa de contorno (Figura 13). La ventaja de este es que se puede apreciar la distribución de las variaciones en la producción asociadas a la

variabilidad del suelo (gradiente de fertilidad). Y ya que describe gráficamente los niveles de productividad en el área experimental, es una manera preliminar de analizar la homogeneidad del suelo.

“El mapa de contorno de productividad es una simple pero informática presentación de la heterogeneidad del suelo” (Gomez y Gomez, 1984, p.480).

En caña de azúcar esta herramienta ha sido utilizada para estudiar la variabilidad espacial del suelo, en Venezuela (Sembrando Noticias, 2017) la emplearon para hacer un diagnóstico de fertilidad donde analizan las variables más importantes que están afectando el rendimiento de la caña de azúcar (contenido sodio, fósforo y potasio) con el fin de hacer un manejo más eficiente de los fertilizantes y corregir cualquier efecto negativo sobre el cultivo.

En este caso, el mapa de contorno se realizó como un diagnóstico. Aunque son poco los valores extremos, la distribución de la producción y por tanto de la fertilidad no parece del todo homogénea; por el contrario, el suelo presenta una sucesión de altos y bajos dentro del rango de 14 a 26 kg por metro cuadrado.

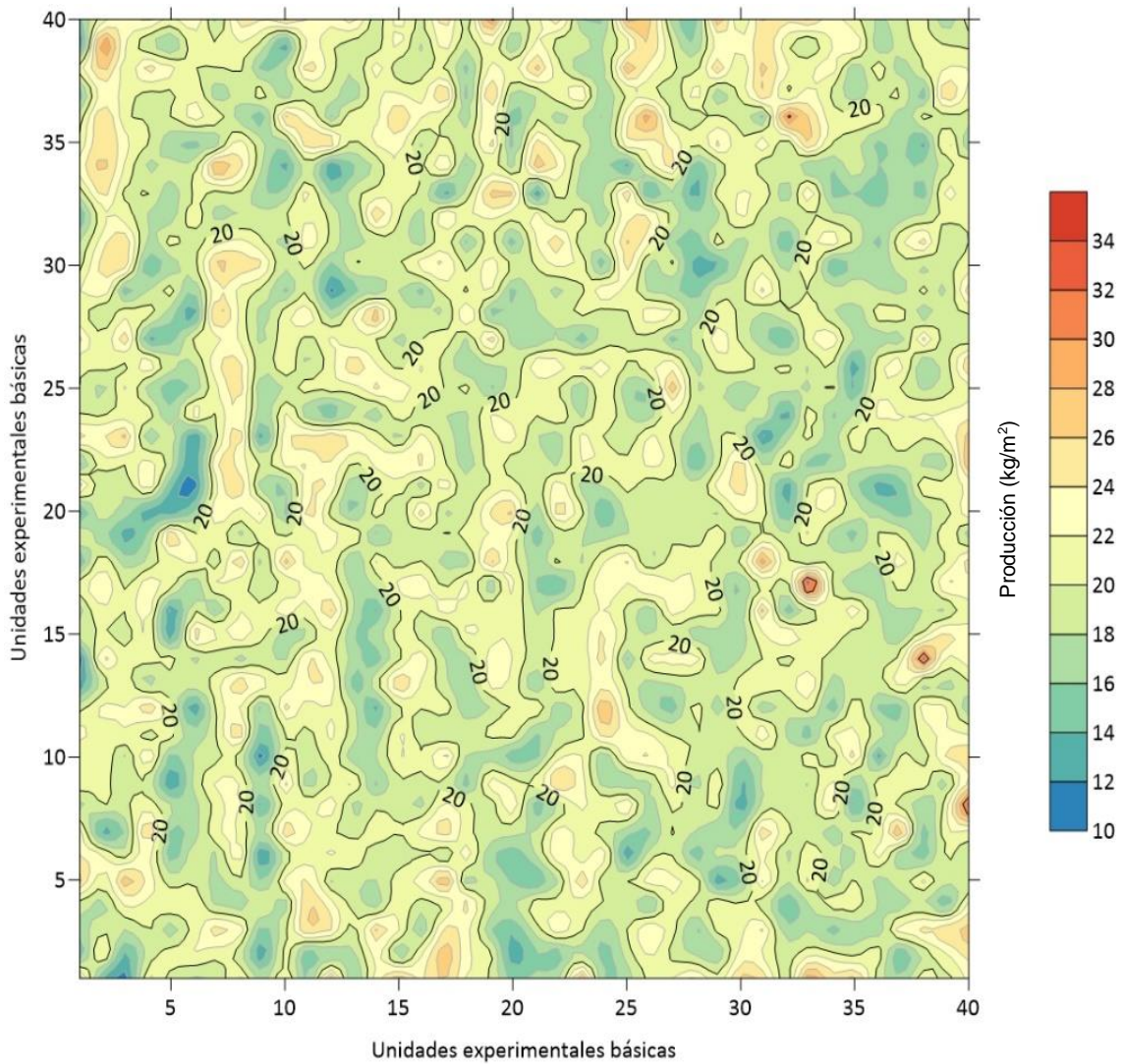


Figura 13. Mapa de contorno de la producción del ensayo de uniformidad (kg/m²).

Una vez establecidas las formas en que se pueden agrupar los datos del ensayo, se construyeron dichas matrices, y para cada una se estimó la varianza muestral, el promedio y el coeficiente de variación (Cuadro 9). Tal es la información básica requerida para la aplicación de los distintos métodos.

Cuadro 9. Varianza (V), promedio y coeficiente de variación (CV_x) del rendimiento para todas las formas en que se agruparon los datos del ensayo de uniformidad.

f^1	c^1	Tamaño		Cantidad de parcelas	Varianza (V)	Promedio	CV_x
		UEB (x)	m ²				
1	1	1	3	1600	14,48	19,91	19,12
1	2	2	6	800	28,09	39,81	13,31
2	1	2	6	800	32,28	39,81	14,27
1	4	4	12	400	47,21	79,62	8,63
4	1	4	12	400	81,68	79,62	11,35
2	2	4	12	400	64,42	79,62	10,08
1	5	5	15	320	62,56	99,53	7,95
5	1	5	15	320	115,09	99,53	10,78
1	8	8	24	200	95,81	159,24	6,15
8	1	8	24	200	219,64	159,24	9,31
2	4	8	24	200	101,66	159,24	6,33
4	2	8	24	200	169,05	159,24	8,16
1	10	10	30	160	116,28	199,05	5,42
10	1	10	30	160	343,66	199,05	9,31
2	5	10	30	160	140,32	199,05	5,95
5	2	10	30	160	235,48	199,05	7,71
4	4	16	48	100	204,42	318,48	4,49
2	8	16	48	100	209,15	318,48	4,54
8	2	16	48	100	465,70	318,48	6,78
1	20	20	60	80	267,50	398,10	4,11
20	1	20	60	80	863,18	398,10	7,38
2	10	20	60	80	235,04	398,10	3,85
10	2	20	60	80	707,48	398,10	6,68
4	5	20	60	80	289,62	398,10	4,27
5	4	20	60	80	257,84	398,10	4,03
5	5	25	75	64	380,29	497,63	3,92
4	8	32	96	50	414,62	636,96	3,20
8	4	32	96	50	410,84	636,96	3,18
1	40	40	120	40	699,56	796,21	3,32
40	1	40	120	40	2.402,01	796,21	6,16
2	20	40	120	40	527,84	796,21	2,89
20	2	40	120	40	1.815,35	796,21	5,35
4	10	40	120	40	473,95	796,21	2,73
10	4	40	120	40	562,08	796,21	2,98
5	8	40	120	40	591,76	796,21	3,06
8	5	40	120	40	561,51	796,21	2,98
5	10	50	150	32	750,55	995,26	2,75
10	5	50	150	32	807,56	995,26	2,86

f^1	c^1	Tamaño		Cantidad de parcelas	Varianza (V)	Promedio	CV_x
		UEB (x)	m ²				
8	8	64	192	25	865,70	1.273,93	2,31
2	40	80	240	20	1.483,74	1.592,41	2,42
40	2	80	240	20	4.941,11	1.592,41	4,41
4	20	80	240	20	1.058,46	1.592,41	2,04
20	4	80	240	20	1.039,90	1.592,41	2,03
8	10	80	240	20	1.055,25	1.592,41	2,04
10	8	80	240	20	1.172,75	1.592,41	2,15
5	20	100	300	16	1.773,99	1.990,51	2,12
20	5	100	300	16	1.314,55	1.990,51	1,82
10	10	100	300	16	1.476,31	1.990,51	1,93
4	40	160	480	10	2.945,26	3.184,82	1,70
40	4	160	480	10	1.562,76	3.184,82	1,24
8	20	160	480	10	2.301,56	3.184,82	1,51
20	8	160	480	10	1.992,25	3.184,82	1,40
5	40	200	600	8	5.660,57	3.981,03	1,89
40	5	200	600	8	1.947,86	3.981,03	1,11
10	20	200	600	8	2.987,63	3.981,03	1,37
20	10	200	600	8	4.285,84	3.981,03	1,64
8	40	320	960	5	6.321,98	6.369,64	1,25
40	8	320	960	5	1.111,27	6.369,64	0,52
10	40	400	1200	4	7.297,64	7.962,05	1,07
40	10	400	1200	4	7.547,44	7.962,05	1,09
20	20	400	1200	4	4.987,34	7.962,05	0,89
20	40	800	2400	2	4.032,02	15.924,10	0,40
40	20	800	2400	2	14.999,12	15.924,10	0,77

Notas: $1/f$ = filas, c = columnas.

Tal como era de esperarse, el coeficiente de variación decrece rápidamente en el segmento de parcelas pequeñas y después, conforme el tamaño aumenta, el coeficiente de variación tiende a disminuir en menor proporción (Figura 14). Tal como lo menciona Palencia (1965, p.26): “esto confirma el hecho, de que la variabilidad es menor entre parcelas adyacentes que entre aquellas más alejadas entre sí”.

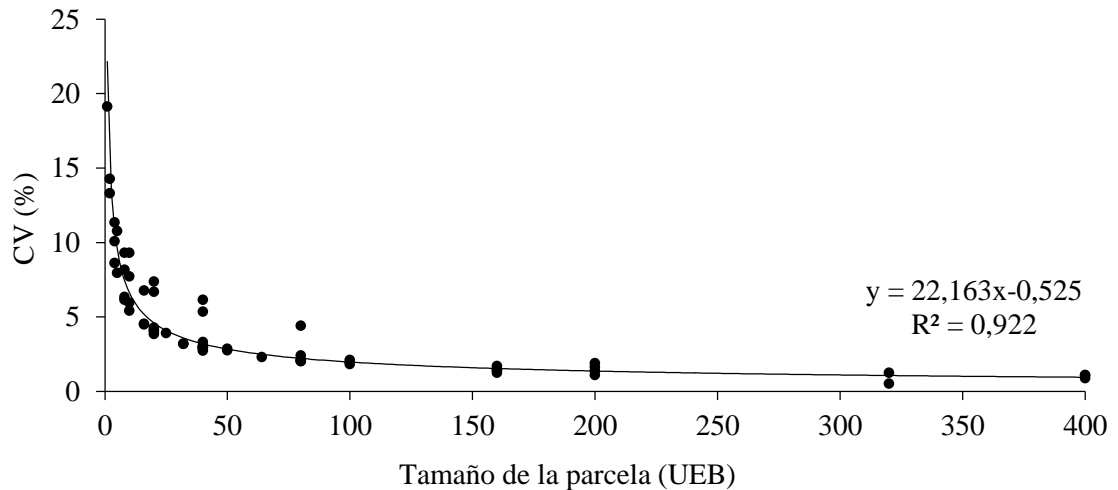


Figura 14. Relación entre el coeficiente de variación (CV) de la producción con el tamaño de la parcela medido en UEB.

Como se observa en los Cuadros 7 y 8, en algunos casos para un mismo tamaño se obtuvo más de un resultado, producto de la agrupación en distintas formas. En este punto existe diversidad de opiniones sobre el manejo de los datos.

Básicamente hay dos tendencias. Autores como Igue *et al.* (1991), Vargas y Navarro (2013) y Vargas y Navarro (2014) optaron por emplear los datos de todas los tamaños y formas que se obtienen a partir del ensayo de uniformidad.

Por otro lado, están los trabajos de investigadores que optaron por utilizar un único dato para cada tamaño entre todos los que se pueden obtener. Este grupo se subdivide en tres, ya que hay trabajos como el de Khan, Hasija y Tanwar (2017) quienes emplearon el valor mínimo de las varianzas encontradas para cada tamaño. Además, hay otros casos en los que se utilizó el promedio de las varianzas (Bakke, 1988, Henriques Neto, 2003, Paranaíba *et al.*, 2009, Peixoto Faria y Morais, 2011, Cipriano, Cogo, Campos, Almeida y Morais, 2012, Santos, Peixoto, Almeida, Santos y Machado, 2015 y Rodríguez, Nogueira, Rosales, Silva y Moraes, 2018)

Por último, en algunas investigaciones se aplicaron pruebas de homogeneidad de varianza, tal como lo menciona Vargas (2013, p.25).

Se recomienda aplicar una prueba F de Fisher, en el caso de que sean únicamente dos formas, y una prueba de *Bartlett* (Bartlett, 1937) cuando se trate de más de dos formas. En ambos casos, la hipótesis nula que se somete a prueba es la de que las varianzas son iguales. Si la prueba resulta significativa, se tomará la varianza de menor valor para asociarla al tamaño correspondiente; en caso contrario, se promedian las varianzas. Este tipo de pruebas han sido aplicadas por Lessman y Atkins (1963), aunque aplicando únicamente pruebas de F .

Con el fin de contrastar las diferencias entre realizar las pruebas y emplear un menor número de datos, contra no realizarlas y emplear mayor cantidad de datos, el Cuadro 10 muestra los resultados de las pruebas de homogeneidad de varianza, aplicando la prueba F para casos con dos varianzas, y la prueba de *Bartlett* cuando fueron tres o más y en la última columna se muestra la varianza asociada a cada tamaño posterior a las pruebas trabajando con un nivel de significancia del 5%. Además, en el Cuadro 10 se muestran los resultados del coeficiente de variación empleando las varianzas (V^2) ajustadas a los resultados del contraste.

Cuadro 10. Estadísticos de las pruebas de homogeneidad de varianzas.

f^1	c^1	Tamaño		Cantidad de parcelas	Varianza (V)	Estadístico ²		V^3	CV_x
		UEB (x)	m^2						
1	1	1	3	1600	14,48			14,48	19,12
1	2	2	6	800	28,09	1,15	**	28,09	13,31
2	1	2	6	800	32,28				
1	4	4	12	400	47,21	29,66	***	47,21	8,63
4	1	4	12	400	81,68				
2	2	4	12	400	64,42				
1	5	5	15	320	62,56	1,84	***	62,56	7,95
5	1	5	15	320	115,09				
1	8	8	24	200	95,81	48,50	***	95,81	6,15
8	1	8	24	200	219,64				
2	4	8	24	200	101,66				
4	2	8	24	200	169,05				
1	10	10	30	160	116,28	58,55	***	116,28	5,42
10	1	10	30	160	343,66				
2	5	10	30	160	140,32				
5	2	10	30	160	235,48				
4	4	16	48	100	204,42	23,36	***	204,42	4,49
2	8	16	48	100	209,15				
8	2	16	48	100	465,70				
1	20	20	60	80	267,50	70,41	***	235,04	3,85
20	1	20	60	80	863,18				
2	10	20	60	80	235,04				
10	2	20	60	80	707,48				
4	5	20	60	80	289,62				
5	4	20	60	80	257,84				
5	5	25	75	64	380,29			380,29	3,92
4	8	32	96	50	414,62	1,01	ns	412,73	3,19
8	4	32	96	50	410,84				
1	40	40	120	40	699,56	62,36	***	473,95	2,73
40	1	40	120	40	2.402,01				
2	20	40	120	40	527,84				
20	2	40	120	40	1.815,35				
4	10	40	120	40	473,95				
10	4	40	120	40	562,08				
5	8	40	120	40	591,76				
8	5	40	120	40	561,51				
5	10	50	150	32	750,55	1,08	ns	779,05	2,80
10	5	50	150	32	807,56				

f^1	c^1	Tamaño		Cantidad de parcelas	Varianza (V)	Estadístico ²		V^3	CV_x
		UEB (x)	m ²						
8	8	64	192	25	865,70			865,70	2,31
2	40	80	240	20	1.483,74	23,51	***	1.039,90	2,03
40	2	80	240	20	4.941,11				
4	20	80	240	20	1.058,46				
20	4	80	240	20	1.039,90				
8	10	80	240	20	1.055,25				
10	8	80	240	20	1.172,75				
5	20	100	300	16	1.773,99	0,36	ns	1.521,62	1,96
20	5	100	300	16	1.314,55				
10	10	100	300	16	1.476,31				
4	40	160	480	10	2.945,26	1,01	ns	2.200,46	1,47
40	4	160	480	10	1.562,76				
8	20	160	480	10	2.301,56				
20	8	160	480	10	1.992,25				
5	40	200	600	8	5.660,57	2,32	ns	3.720,48	1,53
40	5	200	600	8	1.947,86				
10	20	200	600	8	2.987,63				
20	10	200	600	8	4.285,84				
8	40	320	960	5	6.321,98	5,69	*	3.716,62	0,96
40	8	320	960	5	1.111,27				
10	40	400	1200	4	7.297,64	0,18	ns	6.610,81	1,02
40	10	400	1200	4	7.547,44				
20	20	400	1200	4	4.987,34				
20	40	800	2400	2	4.032,02	3,72	ns	9.515,57	0,61
40	20	800	2400	2	14.999,12				

Notas: ^{1/} f = filas, c = columnas.

^{2/} *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. F cuando se trata de dos varianzas, Bartlett cuando son más de dos varianzas.

^{3/} Varianza asociada al tamaño x luego de las pruebas de homogeneidad.

6.1. Regresión lineal con constante (LRP)

Aplicando el modelo de regresión lineal segmentado con constante (LRP) para los tamaños de parcela y su correspondiente coeficiente de variación del Cuadro 10, donde $n = 20$ se estimaron los parámetros del modelo 1:

$$CV_x = \begin{cases} 16,72 - 1,33x_i & \text{si: } x \leq 10,85; \\ 2,35 & \text{si: } x > 10,85, \end{cases} \quad (56)$$

El coeficiente de determinación fue de 77,48% y el estadístico F del análisis de varianza para la prueba de significancia de los parámetros estimados fue significativo ($p < 0,01$). Mediante este modelo, el tamaño óptimo estimado es de aproximadamente 10,85 UEB, lo que equivale a 32,54 m².

Por otro lado, al trabajar con los datos de todos los tamaños y formas estimadas (o sea, sin aplicar pruebas de homogeneidad de varianza) ahora $n = 63$, al aplicar el modelo de regresión lineal segmentado, se obtuvieron los parámetros del modelo 2:

$$CV_x = \begin{cases} 12,61 - 0,43x_i & \text{si: } x \leq 24,05; \\ 2,17 & \text{si: } x > 24,05, \end{cases} \quad (57)$$

En este caso, el coeficiente de determinación fue de 61,62% y el estadístico F del análisis de varianza para la prueba de significancia de los parámetros estimados también fue significativo ($p < 0,01$). El tamaño óptimo estimado fue aproximadamente de 25,05 UEB, lo que equivale a 72,16 m².

Al pasar del modelo 1 al modelo 2 ambos estimadores ($\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_1$) reducen su error estándar por lo que, el modelo 2 pese a tener un coeficiente de determinación menor, obtiene mejores estimadores (Cuadro 11). Gráficamente el ajuste del modelo dos se aprecia en la Figura 15.

Cuadro 11. Estimaciones de los modelos de regresión lineal con constante.

	Modelo 1		Modelo 2	
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$
Parámetros estimados	16,7225	-1,3254	12,6093	-0,4338
Error estándar	1,3021	0,2201	0,6728	0,0537
Lim inferior al 95%	13,9753	-1,7897	11,2635	-0,5412
Lim superior al 95%	19,4698	-0,8610	13,9552	-0,3265

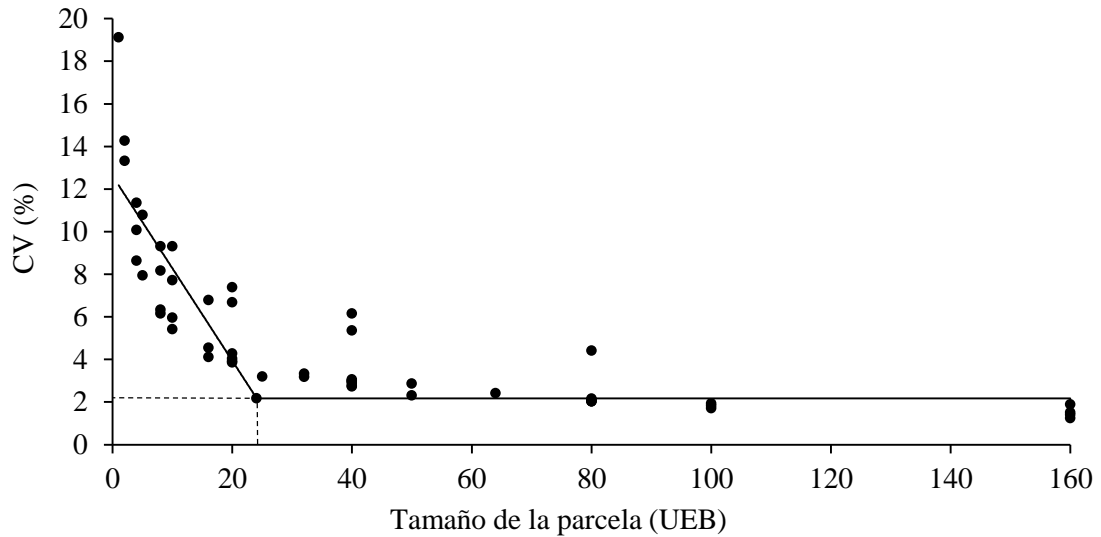


Figura 15. Ajuste del modelo 2 mediante regresión lineal con constante.

6.2. Regresión cuadrática con constante (QRP)

La diferencia de este método con el anterior es que ajusta un polinomio de grado dos como primer segmento, en lugar de una recta. A partir de los datos del Cuadro 10, donde $n = 20$ se estimaron los parámetros de un modelo segmentado de regresión cuadrática con constantes. Así el modelo 3 quedó definido como:

$$CV_x = \begin{cases} 19,36 - 2,59x_i + 0,10x_i^2 & \text{si: } x \leq 13,07; \\ 2,44 & \text{si: } x > 13,07, \end{cases} \quad (58)$$

El coeficiente de determinación para este modelo fue de 96,20% y el estadístico F del análisis de varianza para la prueba de significancia de los parámetros estimados, también fue significativo ($p < 0,01$). El tamaño óptimo estimado es de aproximadamente 13,07 UEB, equivalente a 39,21 m².

Por último, empleando los 63 datos en el modelo de regresión cuadrática con constante se obtuvieron los estimadores para el modelo 4:

$$CV_x = \begin{cases} 14,12 - 0,77x_i + 0,01x_i^2 & \text{si: } x \leq 31,07; \\ 2,23 & \text{si: } x > 31,07, \end{cases} \quad (59)$$

En este caso el tamaño óptimo fue de 31,07 UEB que representa parcelas de 93,22 m², este modelo tiene un coeficiente de determinación de 76,96% y un estadístico *F* también significativo (*p* < 0,01).

Al igual que en los modelos de regresión lineal con constante, empleando todos los datos se obtienen estimadores con un error estándar menor (Cuadro 12). Gráficamente el ajuste del modelo 4 se aprecia en la Figura 16.

Cuadro 12. Estimaciones de los modelos de regresión cuadrática con constante.

	Modelo 3			Modelo 4		
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
Parámetros estimados	19,3581	-2,5890	0,0991	14,1172	-0,7654	0,0123
Error estándar	1,5162	0,5113	0,0320	0,8055	0,1149	0,0031
Lim inferior al 95%	16,1592	-3,6677	0,0315	12,5059	-0,9951	0,0062
Lim superior al 95%	22,5570	-1,5103	0,1666	15,7284	-0,5356	0,0184

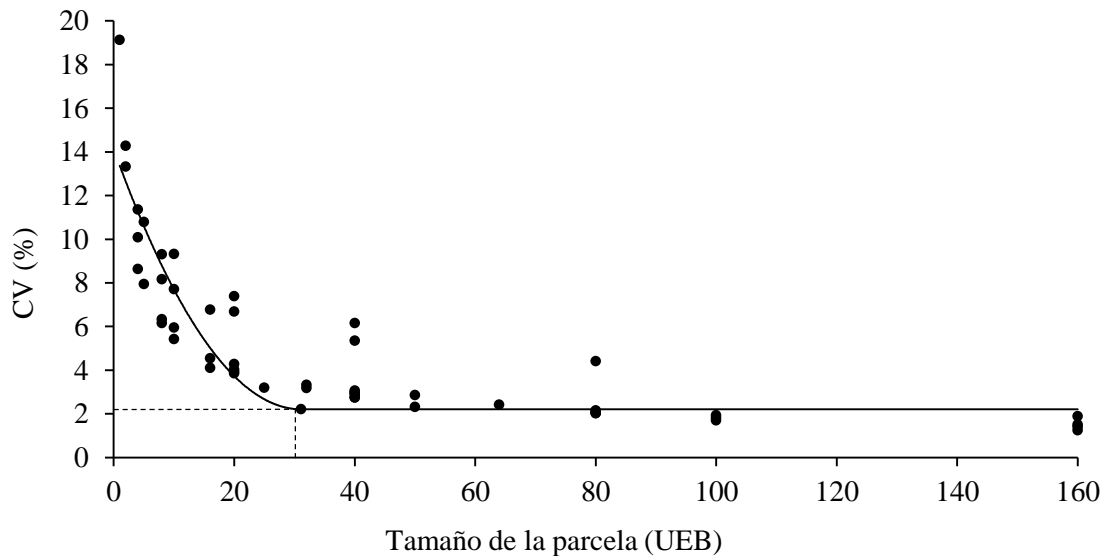


Figura 16. Ajuste del modelo 4 mediante regresión cuadrática con constante.

Cuando se emplearon 20 observaciones, los resultados oscilaron entre 33 y 39 m², aproximadamente, y cuando se utilizaron los 63 datos se encontraron tamaños de parcela entre los 72 y los 93 m² aproximadamente (Cuadro 13).

Cuadro 13. Resultados del tamaño óptimo para los cuatro modelos.

	Método	<i>n</i>	$R^2_{ajustado}$	<i>F</i>	Tamaño óptimo (x_0)	
					UEB	m ²
Modelo 1	LRP	20	77,48	61,49	10,85	32,54
Modelo 2	LRP	63	61,62	114,35	24,05	72,16
Modelo 3	QRP	20	96,20	88,10	13,07	39,21
Modelo 4	QRP	63	76,96	136,25	31,07	93,22

Álvarez (1982) recomendó que el tamaño de las parcelas de investigación en caña de azúcar oscilara entre 80 y 115 m² (5 o 6 surcos de ancho de 8 o 9,6 m) con un largo de 10 a 12 m) y parcelas de 4 surcos de 12 m de largo (76,8 m²) en los casos en que existiera alguna limitación técnica o práctica (insumos, semilla, terreno, etc.). Este autor empleó el análisis de regresión múltiple y el método de curvatura máxima bivariada, sin encontrar grandes diferencias entre ambos, y con coeficientes de determinación superiores a 80%.

Los resultados de los modelos 2 y 4 se asemejan a los encontrados por Álvarez (1982). Aunque la comparación debe tomarse con reservas debido a que se trata de una investigación que se llevó a cabo en Guatemala y como el autor lo indica en el título de su trabajo, su resultado está sujeto a las condiciones de la finca Bulbuxya que se ubica en el departamento de Suchitepéquez de la región sur-occidente de la República de Guatemala y la inferencia más allá de dicha zona no es válida. Otro aspecto importante es la vigencia de este tipo de investigaciones, ya que son necesarias las actualizaciones periódicas, y este trabajo es de inicios de los años ochenta. Tampoco es posible hacer una inferencia temporal.

También en Guatemala, Palencia (1965), empleando el método de Smith (1938), calculó un tamaño óptimo de 27,24 m², con lo redondeó y recomendó una parcela útil de 28 m² (dos surcos de 8m de largo con separación de 1,8 a 2 m), mucho más pequeñas que en el caso anterior. La parcela total sería de 4 surcos de 10m de largo para excluir los dos surcos laterales y un metro en cada extremo de los surcos.

VII. CONCLUSIONES

Se cumplió a cabalidad con los objetivos general y específicos de la investigación.

Se confirmó la hipótesis alternativa de que el error experimental se reduce significativamente conforme aumenta el tamaño de la parcela experimental hasta cierto punto, más allá del cual, la ganancia en precisión no se incrementa con el tamaño.

Los métodos de regresión segmentada resultan apropiados para la estimación del tamaño óptimo de parcela experimental en caña de azúcar, tanto el método de regresión lineal con constante (LRP) como el método de regresión cuadrática con constante (QRP), para los que se obtuvieron tamaños de 72,16 y 93,22 m² respectivamente. Con esto, se esperaría que el tamaño de parcela experimental que emplea la región se encuentre entre ese rango.

Debido a la naturaleza de esta investigación, los resultados son aplicables únicamente para los ensayos de rendimiento que se realicen en la región Brunca de Costa Rica, en el caso de las otras seis regiones productoras del país, se espera que pudieran replicar este tipo de investigación y conocer según sus condiciones el tamaño que deberían emplear.

Al Departamento de Investigación y Extensión en caña de azúcar (DIECA) de la Liga Agrícola Industrial de la caña de azúcar (LAICA) le interesa conocer no solamente el tamaño de parcela experimental que minimiza el error experimental en sus trabajos de campo y también le interesa la actualización de esta información, sobre esto, el método de Koch y Rigney (1951) es una propuesta apropiada para posteriores actualizaciones, ya que posibilita el empleo de los mismos datos de los ensayos que se realicen en la región y a partir de ellos simular un ensayo de uniformidad.

VIII. BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez, V. M. (1982). Determinación del tamaño óptimo de parcela experimental en caña de azúcar bajo condiciones de la finca Bulbuxya (Tesis de pregrado). Universidad de San Carlos de Guatemala, Guatemala. 59p.
- Amézquita, M. C., y Muñoz, J. E. (1978). Manual estadístico para la experimentación en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). CIAT. Universidad de Biometría, Cali, Colombia. 105p.
- Bakke, O. (1988). Tamanho e forma otimos de parcelas em delineamentos experimentais. (Tesis de maestría). Universidad de Sao Paulo, Piracicaba, Brasil. 157p.
- Barrientos, M. (1981). Evaluación de 4 métodos para la determinación de tamaño y forma óptimos para parcela para experimentación agrícola. (Tesis de pregrado). Universidad de San Carlos de Guatemala, Guatemala. 95p.
- Barros, I. de, y Tavares, M. (1995). Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébrico. *Bragantia*, 54(1), 209-215. doi: 10.1590/S0006-87051995000100024.
- Bartlett, M. (1937). Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A - Mathematical and Physical Sciences*, 160(901), 268-282. doi: 10.1098/rspa.1937.0109.
- Bose, S. S. y Khanna, K. L. (1939). Note on the optimun shape and size of plots for sugarcane experiments in Bihar. *The Indian Journal of Agricultural Science*, 9(6), 807-817.
- Calero, E. (1965). Estudio del tamaño y forma de la parcela experimental para ensayos de campo en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). (Tesis de maestría). Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas de la OEA, Turrialba, Costa Rica. 42p.

- Calzada, B. J. (1964). Métodos estadísticos para la investigación. 2ed. Editorial Sesator. Lima, Perú. 643p.
- Chaves, M. A. (2017). DIECA: 35 años al servicio de la agricultura cañera costarricense. 29p. Disponible en:
<https://www.laica.co.cr/biblioteca/servlet/DownloadServlet?c=443&s=1777&d=30835>.
- Chica, H., y Rodríguez, E. (1967). Tamaño de parcela experimental y número de repeticiones para ensayos de rendimiento con cebolla (*Allium cepa*, L.). *Agricultura Tropical*, 23(4), 240-247.
- Cipriano, P., Cogo, F., Campos, K., Almeida, S., y Morais, A. (2012). Suficiência amostral para mudas de cafeeiro cv. Rubi. *Revista Agrogeoambiental*, 4(1), 61-66. doi:10.18406/2316-1817v4n12012375.
- Cochran, W. G., y Cox, G. M. (1957). Experimental designs. 2ed. New York. John Wiley and Sons. 611p.
- Delgadillo, J. (1973). Determinación del tamaño óptimo de la unidad experimental en ajonjolí (*Sesamun spp.*). (Tesis de pregrado). Escuela Nacional de Agricultura y Ganadería, Managua, Nicaragua. 51p.
- Durán, V. M. M., Blair, M., y Muñoz, J. E. (2012). Metodología para estimar el coeficiente de heterogeneidad del suelo, el número de repeticiones y el tamaño de parcela en investigaciones con frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). *Acta Agronómica*, 61(1), 32-39.
- Facco, G., Cargnelutti-Filho, A., Mendonça, B. A., Lavezo, A., Follmann, D. N., Marques, C., Schabarum, D. E., Kleinpaul, J. A., Görden, G., Lixinski, D., Martins, F., Barbieri, D., y Wartha, C. A. (2017). Basic experimental unit and plot sizes with the method of maximum curvature of the coefficient of variation in sunn hemp. *African Journal of Agricultural Research*. 12(6), 415-423. doi: 10.5897/AJAR2016.11814.
- Federer, W. T. (1955). Experimental design. Theory and Application. Mac Millan, New York. 591p.

- Ferreira, D. (2007). *Uso de Recursos Computacionais*. Lavras, Minas Gerais, Brasil. Disponible en:
<http://www.dex.ufla.br/~danielff/meusarquivospdf/RC0.pdf>.
- Gomez, K., y Gomez, A. (1984). *Statistical procedures for agricultural research*. 2 ed. New York, John Wiley and Sons. 680p. Disponible en:
https://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNAAR208.pdf.
- Hatheway, W. H. (1961). Convenient plot size. *Agronomy Journal*, 53(4), 279-280.
- Hatheway, W. H., y Williams, E. J. (1958). Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. *Biometrics*, 14(2), 207-222. doi: 10.2307/2527785.
- Henriques Neto, D. (2003). *Estimativas de tamanho e forma de parcelas experimentais para avaliação do rendimento de grãos de trigo*. (Tesis de doctorado). Universidad Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais. 151p.
- Igue, T., Espironelo, A., Cantarella, H. y Nelli, E. (1991). Tamanho e forma de parcela experimental para cana-de-açúcar. *Bragantia*, 50(1), 163-180. doi: 10.1590/S0006-87051991000100016.
- Jarque, C. M., y Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172. doi: 10.2307/1403192.
- Khan, M., Hasija, R., y Tanwar, N. (2017). Optimum size and shape of plots based on data from a uniformity trial on Indian mustard in Haryana. *Mausam*, 68(1), 67-74.
- Koch, E. J., y Rigney, J. A. (1951). A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy Journal*, 43, 17-21. doi: 10.2134/agronj1951.00021962004300010005x.
- Krysczun, D. K., Lúcio, A. D., Sari, B. G., Diel, M. I., Olivoto, T., Silva, J. A.G. da, Santana, C. S., Melo, P. J., y Gomes, S. M. (2018). The size of the uniformity trial affects the accuracy of plot size estimation in eggplant.

Journal of Agricultural Science. 10(11):510-522. doi: 10.5539/jas.v10n11p510.

- Lessman, K. J., y Atkins, R. E. (1963). Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science*, 3(6), 477-481. doi: 10.2135/cropsci1963.0011183X000300060006x.
- Lorentz, L. H., Erichsen, R., y Lúcio, A. D. (2012). Proposta de método para estimação de tamaño de parcela para culturas agrícolas. *Revista Ceres*, 59(6), 772-780. doi: 10.1590/S0034-737X2012000600006.
- Mamani, L. (1971). Determinación del tamaño forma y repetición de la parcela para ensayos de rendimiento en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). (Tesis de maestría). Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas de la OEA. Turrialba, Costa Rica. 83p.
- Meier, V. D., y Lessman, K. J. (1971). Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. *Crop Science*, 11(5), 648-650. doi: 10.2135/cropsci1971.0011183X001100050013x.
- Morais, A. R. de, Villa, F., Gonzáles, G. G. H., y Morais, E. C. de. (2018). Models for estimating plot size in experiments. *Revista Brasileira de Biometria*. 36(2), 258-275. doi: 10.28951/rbb.v36i2.178.
- Moreira, J., Melo, A., Oliveira, J., Ataidés, D., Ribeiro, M., y Bortolini, J. (2016). Parcela óptima para a cultura do cafeeiro obtido por simulação de dados com variâncias conhecidas. *Pubvet*, 10(9), 636-642. doi: 10.22256/pubvet.v10n9.636-642.
- Pablos, J. L., y Castillo, A. (1976). Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la lo forma canónica. *Agrociencia*, 23, 39-48.
- Páez, G. (1962). Estudio sobre el tamaño y forma de parcela para ensayos en café. (Tesis de maestría). Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas de la OEA. Turrialba, Costa Rica. 128p.

- Palencia, J. (1965). Determinación del tamaño óptimo de parcela experimental para estudios experimentales en caña de azúcar, bajo las condiciones de la estación experimental agrícola "Sabana Grande". (Tesis de pregrado). Universidad de San Carlos de Guatemala, Guatemala. 42p.
- Paranaíba, P. F., Ferreira, D. F., y Morais, A. R. D. (2009). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos para estimação. *Revista Brasileira de Biometria*. 27(2), 255-268.
- Peixoto, A. P. B., Faria, G. A., y Morais, A. R. de. (2011). Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. *Ciência Rural*, 41(11), 1907-1913. doi: 10.1590/S0103-84782011001100010.
- Pérez, J. (1959). Estudio sobre el tamaño de la parcela experimental en café, STICA, San José, Costa Rica. 23p.
- R Development Core Team. (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www-R-project.org>.
- Rampton, H. H., y Petersen, R. G. (1962). Relative efficiency of plot sizes and numbers of replications as indicated by yields of orchardgrass seed, in a uniformity test. *Agronomy Journal*, 54(3), 247-250. doi: 10.2134/agronj1962.00021962005400030019x.
- Rienzo J. di, Casanoves F., Balzarini M., Gonzalez L., Tablada M., y Robledo C. (2018). InfoStat versión 2018. Centro de Transferencia InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. www.infostat.com.ar.
- Rodríguez, R. A., Nogueira, C., Rosales, R., Silva, P. da, y Moraes, H. C. de. (2018). Tamaño óptimo de parcela y número de repeticiones para evaluar el rendimiento de boniato con mulch y suelo descubierto. *Agrociencia Uruguay*. 22(1), 90-97. doi: 10.31285/agro.22.1.9.
- Santos, A. M. dos, Peixoto, C. P., Almeida, A. T., Santos, J. M. dos, y Machado, G. D. (2015). Tamanho ótimo de parcela para a cultura de girassol em três

- arranjos espaciais de plantas. *Revista Caatinga*, 28(4), 265-273. doi: 10.1590/1983-21252015v28n430rc.
- Sari, B. G., y Lúcio, A. D. (2018). Uniformity trials size for estimating cherry tomato plot size. *Revista Ciência Agronômica*, 49(4), 653-662. doi:10.5935/1806-6690.20180074.
- SAS Institute Inc. (2008). *Enterprises Guide*. Version 9.1. Cary, Statistical Analysis System Institute.
- Schwertner, D. V., Lúcio, A. D., y Cargnelutti-Filho A. (2015). Size of uniformity trials for estimating the optimum plot size for vegetables. *Horticultura Brasileira*, 33(3), 388-393. doi: 10.1590/S0102-053620150000300019.
- Sembrando Noticias. (2017). Caña de Azúcar: Variabilidad espacial y fertilidad del suelo. Disponible en: <http://sembrandonoticias.com/cana-de-azucar-variabilidad-espacial-y-fertilidad-del-suelo/>.
- Silva, W. C. da. (2014). Estimativas de tamanho ótimo de parcelas experimentais para a cultura do taro (*Colocasia esculenta*). (Tesis de doctorado). Universidad Federal de Viçosa, Brasil. 59p. Disponible en: <http://locus.ufv.br//handle/123456789/1236>.
- Smith, H. F. (1938). An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science*, 28(1), 1-23. doi: 10.1017/S0021859600050516.
- Sripathi, R., Conaghan, P., Grogan, D., y Casler, M. D. (2017). Field design factors affecting the precision of ryegrass forage yield estimation. *Agronomy Journal*, 109(3), 858-869. doi: 10.2134/agronj2016.07.0397.
- Storck, L., Bisognin, D. A., y Oliveira, S. J. de. (2006). Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 41(6), 903-909. doi: 10.1590/S0100-204X2006000600002.
- Surfer for windows. (2000). Realese 8.0. Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers. User's Guide., New York: Golden software, Inc.

- Thomas, H.L., y Abou-El.Fittouh, H. A. (1968). Optimun plot size and number of replications for estimating forage yield and moinsture percentage. *Agronomy Journal*, 60(5), 549-550. doi: 10.2134/agronj1968.00021962006000050031x.
- Vargas, J. C. (2013). Determinación de un tamaño adecuado de unidad experimental, utilizando el método de curvatura máxima, para ensayos de arroz (*Oryza sativa*), en Bagaces, Guanacaste. (Tesis de pregrado). Universidad de Costa Rica, Costa Rica. 57p. Disponible en: <http://repositorio.sibdi.ucr.ac.cr:8080/xmlui/bitstream/handle/123456789/2500/36280.pdf?sequence=1>.
- Vargas, J. C., y Navarro, J. R. (2014). Determinación de un tamaño adecuado de unidad experimental, utilizando el método de curvatura máxima, para ensayos de arroz (*Oryza sativa*), en Bagaces, Guanacaste. *InterSedes*, 15(31), 128-144. doi: 10.15517/ISUCR.V15I31.16018.
- Vargas, J. C., y Navarro, J. R. (2017). Determinación del tamaño y la forma de unidad experimental, con el método de curvatura máxima, para ensayos de rendimiento de maíz (*Zea mays*), Guanacaste, Costa Rica. *Cuadernos de Investigación UNED*, 9(1), 135-144.

IX. APÉNDICES

Apéndice 1. Datos del ensayo de uniformidad.

<i>f \ c</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	15,5	21	23	25	21,5	24,5	17	25,5	24	26,5	24	22,5	25,5
2	10	32	21,5	17,5	14,5	21,5	20	22	19,5	11	23	20	19
3	21,5	27	20	26	23	20	20	20,5	15	18	26	21	18
4	14	23	21	19	19	22	16	19	22	15,5	19	19,5	16
5	19	27	20	20	20	23,5	22	17	13,5	27	23	15,5	22,5
6	20	26	22,5	20,5	16	14,5	15,5	23,5	18,5	16,5	26,5	26,5	19,5
7	23	27	21,5	17	19,5	19	29,5	25	18	12,5	19	10,5	15,5
8	19	25,5	19	21	16,5	20,5	19	20	16	16	23,5	15,5	19,5
9	13,5	21,5	21	17,5	16,5	22	17	18	19	20	22	19,5	16,5
10	18	23	26	17	21,5	18,5	21	22,5	20	16,5	24	19,5	16,5
11	19	25	26	13	17	19	27,5	25	25	18	21	15	21
12	22	24,5	14	18	21,5	15,5	23,5	21	19,5	15	20	11	14,5
13	20,5	17	22	21,5	17	11	28,5	21,5	17	21,5	24,5	16,5	22,5
14	24,5	20	26	12	15	21	21	22	17	21,5	19	22,5	20
15	20,5	21	19	25	19,5	17,5	24	25	18	23	16,5	21	26
16	20	17	22,5	16,5	14	16	21,5	25,5	15,5	18	21,5	21,5	21
17	19,5	19	20,5	22	16	25	19,5	25	16	23	15,5	13	17,5
18	25	24	27	15	20	10,5	19,5	26	11	24	25	26,5	24,5
19	14	21,5	20	23	19,5	11,5	25	23	20	23,5	21,5	24	19,5
20	26	18	18	24,5	14	10	22	26	16	15	24	24	15,5
21	12	20	17,5	12	12	15,5	24,5	21	25	14,5	26	19	14,5
22	21	16,5	12,5	16,5	27,5	20	21,5	16,5	21	19,5	21	23	23
23	13	22	16,5	18	20,5	23	18	27	16,5	27,5	21	22	14,5
24	21,5	24,5	19	24	21,5	15,5	23	20,5	18,5	19,5	22,5	22	17
25	17	22	20	24	11	20	15	22	20	24,5	21	26,5	18
26	19,5	20	18	23	10,5	26,5	22,5	24	21	16,5	17	22	15,5
27	10,5	25,5	20,5	21	21	17	18,5	16,5	18,5	17,5	25	21	17,5
28	11,5	18,5	21	16	19,5	19,5	21,5	26,5	23,5	20,5	24	24	14
29	19,5	23	22	26,5	20,5	11	20,5	22	14,5	25	20,5	22	19
30	23	20	22	18	21,5	16,5	20	27	14	20,5	19	23	19
31	20	22	17,5	25	15	18,5	19	19,5	9,5	21,5	18	21,5	16
32	21,5	20,5	19	19,5	10,5	19	22,5	22,5	16,5	25,5	16	20	23
33	17	20,5	19,5	21,5	18,5	17	20,5	23	12	21	21	24	16,5
34	23	11,5	16	27,5	15	17	22	22	17,5	26,5	22	20	18,5
35	24	23	18,5	23	14	20	17	24,5	10	18,5	21	22,5	22,5
36	27	20	28	23,5	18,5	20	17	20,5	15,5	23	24,5	17,5	18,5
37	19	16,5	22,5	21	22	22	17	16	21	16	26,5	23	19,5
38	17	20	18	20,5	16	20,5	25,5	24	15	19,5	27	24,5	19
39	13	24,5	12,5	19	21	22,5	20,5	19	11	22	13	16	17
40	26	13	10,5	23	19	17,5	18	23	17	22,5	15	28	15

f \ c	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
1	18,5	23	19	26	17,5	32	19	21	26	16	15,5	29	27
2	18,5	23,5	17	24	18	22,5	14,5	23	18	20	18	20	26,5
3	23,5	18	19	20	15	23	21,5	27,5	20,5	16	17	28,5	23
4	21,5	22	20,5	28	14	28	16,5	18	21,5	25	16	20	20
5	21	27	22	20	16,5	24,5	14	20	16,5	18	15,5	23,5	30,5
6	22,5	23	17	21	18	26,5	14	25,5	20,5	20,5	16	24,5	22,5
7	18	22,5	19,5	25,5	15	21	16,5	28	24	17,5	16,5	12	21,5
8	20,5	21	20	11	18,5	27	27	10	22	16,5	18	26,5	11
9	27	20	17	25,5	22	22,5	20,5	24	17,5	22	15,5	23,5	25
10	18	19	16,5	21	15	21	14	22	26	18	20	26,5	22,5
11	20	20	23,5	25,5	19	24	20	20	22,5	22	13	26	16
12	16	18	15	21	19,5	23	15	19	17	19,5	24,5	21,5	17
13	29	19	19,5	17	25,5	14	16,5	18	19,5	21	18,5	19,5	24
14	20	17	20	21,5	17,5	26,5	17	15,5	18	14	19	19,5	19
15	22	18,5	22,5	19	15,5	18	18	24	23	23	23	20	22
16	24,5	23	21,5	20	21	15,2	19,5	20,5	20	15,5	22,5	16	16
17	16	22	18	18	17,5	22,5	21	20	23	16,5	23	18	16
18	21,5	16,5	23	19	17,5	21,5	23	18	16,5	23	19,5	18	23
19	23	24,5	25	20	16,5	21,5	18,5	20	17	22,5	22	20	23
20	19,5	21	16	24	18	20	21	18	24	16,5	18	21	18
21	22	17,5	26	17	19	24,5	27	15,5	26	21	13	19	19
22	15	19	18	20,5	21	21,5	21,5	14	18,5	18	17	18	19
23	22,5	18	20	17	16,5	27,5	20,5	17	21,5	17,5	22	24,5	16,5
24	18,5	23	24	19	23,5	15	23,5	15,5	13	19,5	24	21,5	25,5
25	13,5	20	20	23,5	21	21,5	22	17,5	21	20,5	22	19,5	16
26	17,5	21,5	19	15	23	21	22	18	20,5	20,5	25	20	17,5
27	14,5	19	24	18	17	23	22	19	21	20	25,5	15,5	23,5
28	20	27	21,5	18,5	16	23,5	21,5	15	22,5	20	23,5	19,5	17
29	13	19,5	20	22	16	17,5	20	22,5	16,5	19	29	20,5	17
30	16	23	18	17	20	21	22	15,5	18,5	19	26	22,5	22
31	18	22,5	20	26	17,5	17	14	15	21,5	22,5	15,5	24	24,5
32	15	20	19	19,5	14	24	21	21	28	23	16,5	16	17
33	20	19	17	23	21	18	24,5	13,5	17,5	22,5	21,5	25	17
34	22	20	23	26	20	19,5	19	18	23,5	21	18,5	17	15
35	18	18,5	19,5	16,5	24	16	14,5	18	24,5	20	24,5	11	19,5
36	18	21,5	23	29,5	16	19	15,5	13	17,5	26,5	18	20	24
37	16	22	18,5	19	25,5	19	18	22	21	21	20	19	14
38	26,5	23	15,5	25	22,5	16	14	19	24	20,5	16	20	25
39	23,5	14,5	22	28	22	21,5	12	16	14	17,5	15	19	22,5
40	23	28	23,5	26,5	21,5	20	15	17	17	29	15	17	20,5

f \ c	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1	17	14	28,5	19	26,5	24,5	26,5	22,6	20,5	17,5	19,5	21	16	21
2	20	15,5	23	22	26	20	17	22	25	16	19	21	20	19,5
3	20,5	19	26,5	19	27	22,5	22	23,5	15,5	22	16,5	20	22	22
4	18	24	15,5	21	27	18	22,5	19,5	16	19	21	13,5	27,5	21
5	19	19	20,5	19	14,5	32	26	20,5	22	21,5	16	21	18,5	19
6	24	20	25,5	20	24,5	17	27,5	20	18,5	15	17,5	12,5	24	15,5
7	25,5	13,5	18	22	18	20	15,5	15,5	20,5	16	16,5	16,5	18,5	22
8	18	12	21,5	22	22	16	25	15	16	14	18,5	14,5	23,5	20
9	20	16,5	17	23	18,5	18,7	19,5	18,5	18	17	16,5	18	20,5	20,5
10	16	14,5	22	16,5	20	13	21,5	24	20	15	22	25,5	18	20
11	21,5	12,5	13	18	21,5	16,5	23	12,5	16	16,5	19	17	19,5	21
12	16	14,5	20	19	25	18,5	20	19	20,5	18	17	21	17	25,5
13	23,5	16,5	21	19,5	17	20	21	18	15,5	21,5	21,5	16	20	19,5
14	15	18,5	24	19	16,5	12,5	22	24	18	16,5	16	25	19	18,5
15	23,5	16,5	21	22	20	21	17,5	20,5	11,5	21,5	24	15,5	19	27
16	28	18	18,5	16	18	19	17,5	21	13	22	19,5	17,5	19	21
17	22,5	17,5	19	18	20,5	11,5	22	15	18	23	22	22,5	22,5	23
18	19,5	16	20	20	10,5	17,5	21	17	22	17,5	22	20	22	27
19	21,5	13	19	25,5	17	23	14,5	15	19,5	19,5	19	17,5	16	29
20	19,5	19	23	25	20,5	11,5	21	23	16	12,5	14	22,5	21	22
21	19,5	18	17,5	23	21,5	13	21,5	22	19,5	17,5	14,5	17	19	24
22	20	18	23	14	20,5	18	23	16,5	14,5	20,5	20,5	16	23	16
23	21	22	19	20,5	30,5	20	17	19,5	20	18	23,5	18	19,5	25
24	22	22	19	14,5	20	18	38	19	16	16	21,5	18	25	23
25	23,5	21,5	21	16	27,5	13	18,5	20	24	18	18	18	17	21,5
26	19	16	17,5	16,5	22	24,5	22	21	19	19	15,5	20	25,5	22,5
27	23	24	16	18	20	19	20	19,5	18,5	19	20,5	34	21	23,5
28	18	18	18,5	21	22,5	20,5	25	16,5	20	19	24	16,5	16,5	20
29	14,5	21,5	16,5	21	16	18,5	21,5	13,5	22	15,5	14,5	23,5	23	16
30	19,5	20	20	20	24,5	17,5	14	22,5	22,5	19,7	17	21	22	21,5
31	21,5	19,5	19,5	15,5	18,5	19	21,5	18	25,5	12	21	18,5	25	26
32	23,5	16	22,5	13	19	20	17,5	23	15,5	21,5	21,5	22	16	23,5
33	20,5	19	21	11,5	19	18,5	18,5	25	12	21	19	15,5	21	35
34	20,5	18	16,5	16	26,5	20,5	19,5	16	21	19,5	30	14,5	22	21
35	20	14	19,5	19	22,5	16,5	22	19	17	23,5	15,5	14	21	18
36	22,5	22	11,5	15	25	18	23	16	20,5	17	19,5	23	19	18
37	22	19	22,5	20,5	19	13	18	21,5	21,5	18	16	18	13	23
38	21	15	21	21,5	24,5	16,5	18	14,5	17	16,5	24	25	26,5	27
39	19	17,5	15,5	23	21,5	18,5	21,5	20,5	19	22	13	18	21,5	25
40	22	25	20,5	27	25,5	18	30,5	24,5	27	19	16	22	19	22,5

Nota: f = filas, c = columnas.