

Comparación de cinco métodos para calcular el tamaño óptimo de la parcela experimental con caña de azúcar

Luz Elena Barrantes-Aguilar¹

Adrián González-Estrada²

Julio César Barrantes-Mora^{3,§}

1 Universidad de Costa Rica. Montes de Oca, San José, Costa Rica. Tel. 506 15012060. (luz.barrantes@ucr.ac.cr).

2 Campo Experimental Valle de México-INIFAP. Carretera los Reyes-Texcoco km 13.5, Texcoco, Estado de México. CP. 56250.

3 Liga Agrícola Industrial de la Caña de Azúcar (LAICA)-Departamento de Investigación y Extensión. Avenida 15, Calle 3, Goicochea, San José, Costa Rica. Tel. 506 23301000. (jbarrantes@laica.co.cr).

Autor para correspondencia: adrglez@prodigy.net.mx.

Resumen

Dada la necesidad de hacer un uso eficiente de los recursos destinados a la investigación experimental en el cultivo de caña de azúcar, se planteó esta investigación con el objetivo de determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental en el cultivo de caña de azúcar en la región Brunca de Costa Rica. Durante la zafra 2018-2019 se estableció un ensayo experimental de uniformidad y se compararon cinco métodos: método de curvatura máxima, curvatura máxima del coeficiente de variación, regresión lineal con constante, regresión cuadrática con constante y método de máxima distancia. Los resultados indican que los estimadores más eficientes se obtuvieron con los modelos que consideran todos los tamaños y formas del ensayo de uniformidad ($n=63$). Los modelos de regresión segmentada y regresión lineal con constante produjeron los mejores estimadores del tamaño óptimo de la parcela experimental: 72.16 y 93.22 m², respectivamente. Con los otros tres métodos se obtuvieron diferencias considerables e inconsistentes en los tamaños de la parcela experimental. Con los métodos método de curvatura máxima y curvatura máxima del coeficiente de variación los resultados fueron tan pequeños: 14.01 y 12.5 m² respectivamente, que resultan inadecuados para realizar la investigación en caña de azúcar, por el contrario, con el método de máxima distancia el tamaño obtenido fue 157.48 m², ineficiente estadística y económicamente. Por lo tanto, los modelos regresión lineal con constante y regresión cuadrática con constante, son apropiados para la determinación del tamaño de parcela experimental en caña de azúcar. Se concluyó que el tamaño recomendable a utilizar en la zona es 72 m². Esta investigación fue finalizada en diciembre de 2021.

Palabras clave:

error experimental, estimadores, heterogeneidad del suelo.



License (open-access): Este es un artículo publicado en acceso abierto bajo una licencia **Creative Commons**

Introducción

Para lograr resultados más eficientes en el diseño de experimentos, Casler (2015) mencionó que se deben analizar las repeticiones, la aleatorización, la definición de bloques y las unidades experimentales; señaló, además, que el tamaño de la parcela experimental es el aspecto menos entendido y el que posee la menor cantidad de resultados teóricos y empíricos. De acuerdo con Sripathi *et al.* (2017), el tamaño de la parcela experimental es una de las principales causas de la alta variación residual en los experimentos de campo, que afecta la eficiencia estadística de la parcela usada como unidad experimental.

De acuerdo con Smith (1938), existe una relación asintótica negativa entre la varianza por unidad y el tamaño de la parcela. Para la caña de azúcar se han realizado investigaciones en Guatemala, como los trabajos de Palencia (1965); Álvarez (1982), en Brasil, el de Igue *et al.* (1991) y en la India Mahalanobis *et al.* (1939). Sin embargo, la validez de estas investigaciones es de carácter local.

Barrantes-Aguilar *et al.* (2020) estimaron el tamaño óptimo de la parcela experimental con caña de azúcar en la Región Brunca de Costa Rica con modelos de regresión segmentada, pero hizo falta aplicar otros métodos para comparar sus resultados y seleccionar el mejor. La presente investigación se centró en determinar el tamaño óptimo de la parcela experimental en el cultivo de caña de azúcar en la región Brunca de Costa Rica, mediante la comparación de cinco métodos para determinar el más eficiente estadísticamente y que mejor se adapta a las condiciones del cultivo y de la región donde se efectuó el estudio.

Materiales y métodos

La definición del tamaño de la unidad experimental debe tener el objetivo de minimizar el error experimental. Con el fin de calcular el tamaño óptimo, se han usado con mayor frecuencia ensayos de uniformidad, en los cuales se siembra una única parcela de una misma variedad, tratada de forma uniforme en cuanto a prácticas y manejo del cultivo, el único factor que varía es el suelo y la heterogeneidad de este es uno de los factores que más inciden en el error experimental y en la eficiencia (Sripathi *et al.*, 2017).

El ensayo de uniformidad se divide en unidades experimentales básicas (UEB), que posteriormente se agrupan en distintos tamaños y formas. Smith (1938) demostró que existe una relación asintótica negativa entre la variación y tamaño de la parcela, la cual expresó como: $V_x = V^1/x^b$ 1) Donde: V_x = corresponde a la varianza del rendimiento o 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; x = el número de UEB que componen la parcela; y b es el índice de heterogeneidad del suelo, donde: $0 < b < 1$.

Con este coeficiente y una relación de costos, Smith (1938) se propuso encontrar el tamaño óptimo de parcela como aquella superficie con la que se obtiene la mayor cantidad de información por unidad de costo; es decir, $x_0 = bC_1/((1-b)C_2)$ 2). Donde: C_1 = es la parte del costo total que es proporcional al número de parcelas por tratamiento; y C_2 = la parte del costo total que es proporcional al área total por tratamiento. Algunos métodos han sido propuestos a partir del trabajo de Smith (1938). Los cinco métodos que se sometieron a evaluación en esta investigación son explicados a continuación.

Método de curvatura máxima (MCM)

Lessman y Atkins (1963) explican la relación entre los coeficientes de variación (CV_x) y el tamaño de la parcela con la siguiente expresión: $CV_x = a/x^b$ 3). Donde: a y b se obtienen mediante el método de mínimos cuadrados de Gauss-Newton para modelos no-lineales; y x corresponde al tamaño de la parcela.

De la primera y segunda derivadas de (3) se construye una función de curvatura; y de la primera derivada de esta se obtiene el punto crítico (x_0), que corresponde al tamaño de parcela de mayor tasa de variación del coeficiente de variación (Meier y Lessman, 1971):

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

4.)

Donde:

\hat{a} y \hat{b}

son estimadores de a y b , respectivamente.

Método de curvatura máxima del coeficiente de variación (CMCV)

Este método tiene la ventaja de que no requiere la agrupación de las unidades básicas ni de ajustar un modelo, como en otros casos (Sari y Lúcio, 2018). El método fue propuesto por Paranaíba *et al.* (2009a) y se basa en la estimación del coeficiente de autocorrelación espacial de primer orden entre las unidades experimentales básicas:

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

5).

Donde: ε_i es el error experimental asociado a cada observación; Z_i ; ε_{i-1} es el error de la observación anterior; y $\bar{\varepsilon}$ es el promedio del error experimental de todas las observaciones. A partir de este coeficiente, el promedio (\bar{Z}) y la varianza (s^2) de la variable de interés medida en unidades experimentales básicas, se obtiene el coeficiente de variación para cada tamaño de parcelas (x) mediante la siguiente fórmula:

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

6).

A partir de la primera y segunda derivada de la ecuación (6) se obtiene la función de curvatura:

$$K = \frac{75 \sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)} s}{\sqrt{\bar{Z}^2} x^{2.5} \left(1 + 2500 \frac{(1 - \hat{\rho}^2) s^2}{x^3 \bar{Z}^2} \right)^{\frac{3}{2}}}$$

El punto donde la función de curvatura es máxima es el tamaño óptimo:

$$x_0 = 10 \sqrt[3]{2(1 - \hat{\rho}^2) s^2 \bar{Z} / \bar{Z}}$$

8).

Este método ha sido considerado adecuado para obtener el tamaño óptimo de parcela en arroz, trigo y yuca.

Regresión lineal con constante (LRP)

Este modelo describe la relación entre el coeficiente de variación y el tamaño de la parcela en dos segmentos. El primero es una recta con pendiente negativa que decrece hasta cierto valor y luego, se comporta como una recta constante. Este modelo fue propuesto por Paranaíba *et al.* (2009a) y se representa matemáticamente como:

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

9).

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 =

corresponde al error asociado a $CVx_{\xi_i} \sim N(0, \sigma^2)$. Por la condición de continuidad de los dos segmentos que son iguales en el punto x_0 , se puede escribir:

$$x_0 = ((CVP - \beta_0)) / \beta_1 \quad (10).$$

Regresión cuadrática con constante (QRP)

Este modelo está representado por dos segmentos: el primero, descrito por una ecuación polinomial de segundo grado y el segundo, por una recta constante. Al igual que en el caso anterior, el tamaño óptimo de parcela está definido por el punto de encuentro entre los dos segmentos. De acuerdo con Moreira *et al.* (2016), el modelo QRP puede ser representado como:

$$CV_x = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i, & \text{si: } x \leq x_0; \\ CVP + \varepsilon_i, & \text{si: } x > x_0 \end{cases} \quad (11).$$

La función debe ser continua y suavizada, lo que significa que las primeras derivadas con respecto a x en ambos segmentos deben ser iguales en el punto x_0 . Bajo esta condición, el tamaño óptimo de la parcela experimental es:

$$x_0 = \beta_1 / 2\beta_2 \quad (12).$$

El método de máxima distancia (MMD)

Este método, propuesto por Lorentz *et al.* (2012) busca solventar la subjetividad de algunos métodos, como el de inspección visual, a partir de la geometría formada por $y_c = a/x^b$ (13) y una recta secante a la función (13), definida como: $y_R = cx + d$ (14). En (13) a y b se pueden obtener del modelo de Smith (1938) o bien de Lessman y Atkins (1963). Este método procura encontrar el punto donde la curva y_c esté a la mayor distancia posible de la recta y_R o lo que es lo mismo, procura encontrar una recta que hace máxima esa distancia.

El ensayo de uniformidad como fuente de la información

Se emplearon los datos de un ensayo de uniformidad que se estableció el 29 de mayo de 2018 en la finca El Porvenir, propiedad de CoopeAgri RL, la cual está ubicada en La Fortuna de San Pedro del cantón de Pérez Zeledón, que pertenece a la región Brunca, Costa Rica. Se plantó caña de azúcar de la variedad RB 99-381 en 40 surcos de 84 m de largo con una separación de 1.5 m.

En total fueron 5 040 m² de área experimental, la cual fue tratada de forma homogénea en todas las prácticas y labores del cultivo, una vez descontado el borde fueron 4 800 m² de parcela útil. La unidad experimental básica (UEB) se definió con 2 m de largo por 1.5 m de ancho (3 m²), con lo cual se obtuvo un total de 1 600 UEB. La cosecha y obtención de pesos del ensayo se realizaron de forma manual, los días 6 y 7 de marzo de 2019. Se evaluó la variable de rendimiento en campo y se cuantificó el peso de cada parcela medido en kg, para lo que se empleó una balanza electrónica previamente calibrada bajo el sistema métrico decimal.

Para la mayoría de los métodos fue necesaria la agrupación de UEB adyacentes método de curvatura máxima (MCM), regresión lineal con constante (LRP), regresión cuadrática con constante (QRP) y método de máxima distancia (MMD), en distintas formas y tamaños, al considerar que siempre se debe emplear la totalidad del área experimental. Cuando fueron necesarias las pruebas de homogeneidad de varianzas, se aplicó una prueba F, en el caso de que fueran únicamente dos formas; y se aplicó una prueba de Bartlett (Bartlett, 1937) cuando se trató de tres o más formas de agrupación.

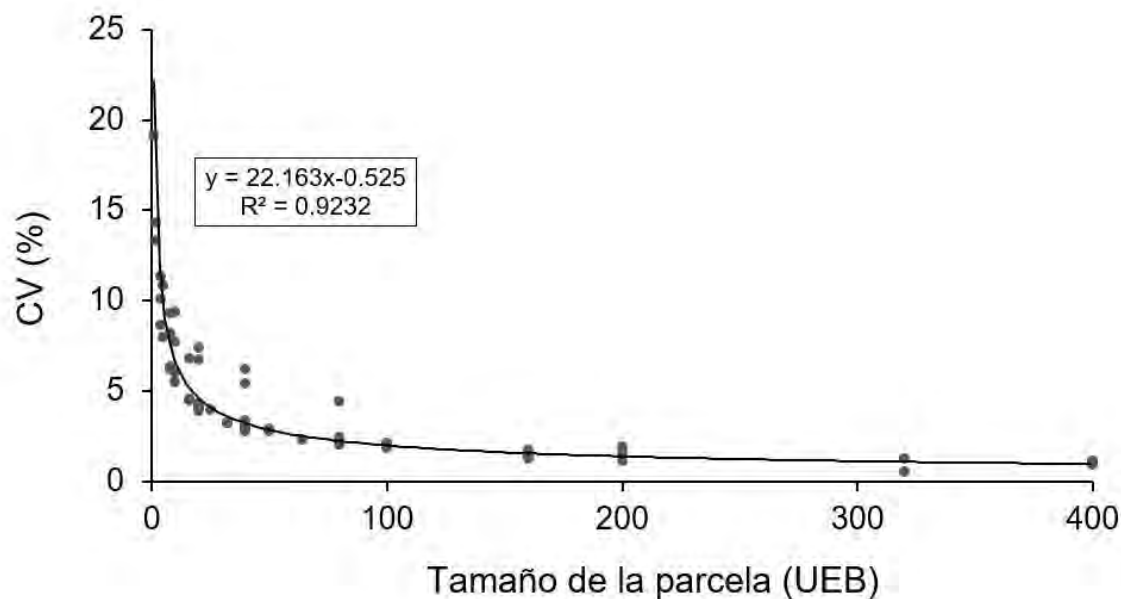
En ambos casos, se contrasta la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas. Si la prueba resultaba significativa, se tomaba la varianza de menor valor para asociarla al tamaño

correspondiente; en caso contrario, se procedió a promediar las varianzas. El análisis estadístico de la información se efectuó con los paquetes: Microsoft Office Excel 2016, R versión 4.2.1 (R Core Team, 2022), SAS versión 9.3 (SAS Institute, 2011) y Python versión 3 (Van-Rossum y Drake, 2009).

Resultados y discusión

Se agruparon los datos de 63 formas diferentes, equivalentes a 20 tamaños de parcela y se consideraron únicamente combinaciones que resultaron en tamaños de parcela que se ajustan exactamente al área total. Para cada forma se calculó el promedio y la varianza muestral, así como el coeficiente de variación. Como se esperaba, la tasa de disminución del coeficiente de variación decrece rápidamente en el segmento de parcelas pequeñas, pero disminuye más lentamente para las parcelas de mayor tamaño (Figura 1).

Figura 1. Relación entre el coeficiente de variación (CV %) del rendimiento de caña de azúcar con el tamaño de la parcela medido en UEB.



El método de curvatura máxima (MCM)

Para aplicar este método fue necesario: primero, agrupar las UEB en diferentes tamaños y formas y segundo, ajustar dos modelos, uno con base en pruebas de homogeneidad de varianzas y otro en el que se consideran los casos en los que, para un mismo tamaño, existe más de una forma posible de agrupación (por ejemplo, las formas: 1x2 2x1 representan parcelas de 6 m²).

En las pruebas de homogeneidad de varianza los tamaños más pequeños siempre mostraron resultados significativos ($p < 0.05$), por lo que las varianzas obtenidas de agrupaciones del mismo tamaño, pero en diferente forma, fueron estadísticamente diferentes. A partir de los 96 m² solamente en algunos casos se rechazó la hipótesis nula de igualdad de varianzas. Una vez ajustada la varianza según los resultados de estas pruebas, se obtuvo el coeficiente de variación asociado a cada tamaño (CV_x).

Esta información se utilizó para ajustar el modelo 1 (n=20). Para el modelo 2 se consideraron los datos de todas las formas y tamaños, en este caso n=63 (Cuadro 1). Ambos modelos se basan en

la ecuación (3) y sus coeficientes fueron significativos ($p < 0.01$), con coeficientes de determinación superiores a 90%. Mediante el modelo uno, el tamaño óptimo fue de 3.98 UEB, equivalente a 11.94 m² y con el modelo dos el resultado fue de 4.67 UEB, lo que significa parcelas de 14.01 m². Con el modelo uno se obtuvieron los errores estándar más pequeños.

Cuadro 1. Resultados del ajuste del modelo 1 y 2 por el método de curvatura máxima (MCM).

	Modelo 1		Modelo 2	
Constante	2.8843	**	3.0984	**
	(0.0334)		(0.077)	
ln x	-0.492	**	-0.525	**
	(0.0085)		(0.0195)	
n	20		63	
F	3 344.27		721.32	
R ² ajustado	99.43		92.07	
\hat{a}	17.89		22.16	
\hat{b}	0.49		0.53	
x ₀	3.98		4.67	

Error estándar entre paréntesis. Significancia estadística al 5% (*) y al 1% (**), respectivamente.

El método de curvatura máxima del coeficiente de variación (CMCV)

Con los datos del ensayo de uniformidad se estimó el promedio (\bar{z}), la varianza muestral (s^2) y el coeficiente de autocorrelación espacial de primer orden ($\hat{\rho}$). Para el cálculo de $\hat{\rho}$ se ordenaron los datos de manera que x_{i+1} siempre fuera la parcela inmediata más cercana a x_i , empezando de norte a sur y luego avanzando de este a oeste, se entiende que las plantas más cercanas tienden a influenciarse más entre sí.

El coeficiente de variación para cada tamaño de parcela (x) es:

$$CV_x = 100 \sqrt{(1 - 0.10^2) 14.48 / 19.91^2} / \sqrt{x}$$

15).

Con la primera y segunda derivada de (15) es posible obtener los valores de la función de curvatura para cada tamaño de parcela (x). Esos valores y los coeficientes de variación estimados se sustituyen en la ecuación (8). Del análisis de esos resultados con el método CMCV se concluyó que el tamaño óptimo de parcela experimental es de 4.17 UEB, equivalente a una parcela de 12.5 m².

Regresión lineal y cuadrática con constante (LRP) (QRP)

Se ajustaron los modelos de regresión segmentada para el escenario donde se aplicaron pruebas de homogeneidad de varianzas (n=20) y para el caso en que se emplearon todas las formas y tamaños del ensayo de uniformidad (n=63). Los resultados se muestran en el Cuadro 2 y el ajuste de los modelos en la Figura 2. Los coeficientes fueron significativos ($p < 0.01$) al igual que el estadístico F; los coeficientes de determinación oscilaron entre 62 y 96%.

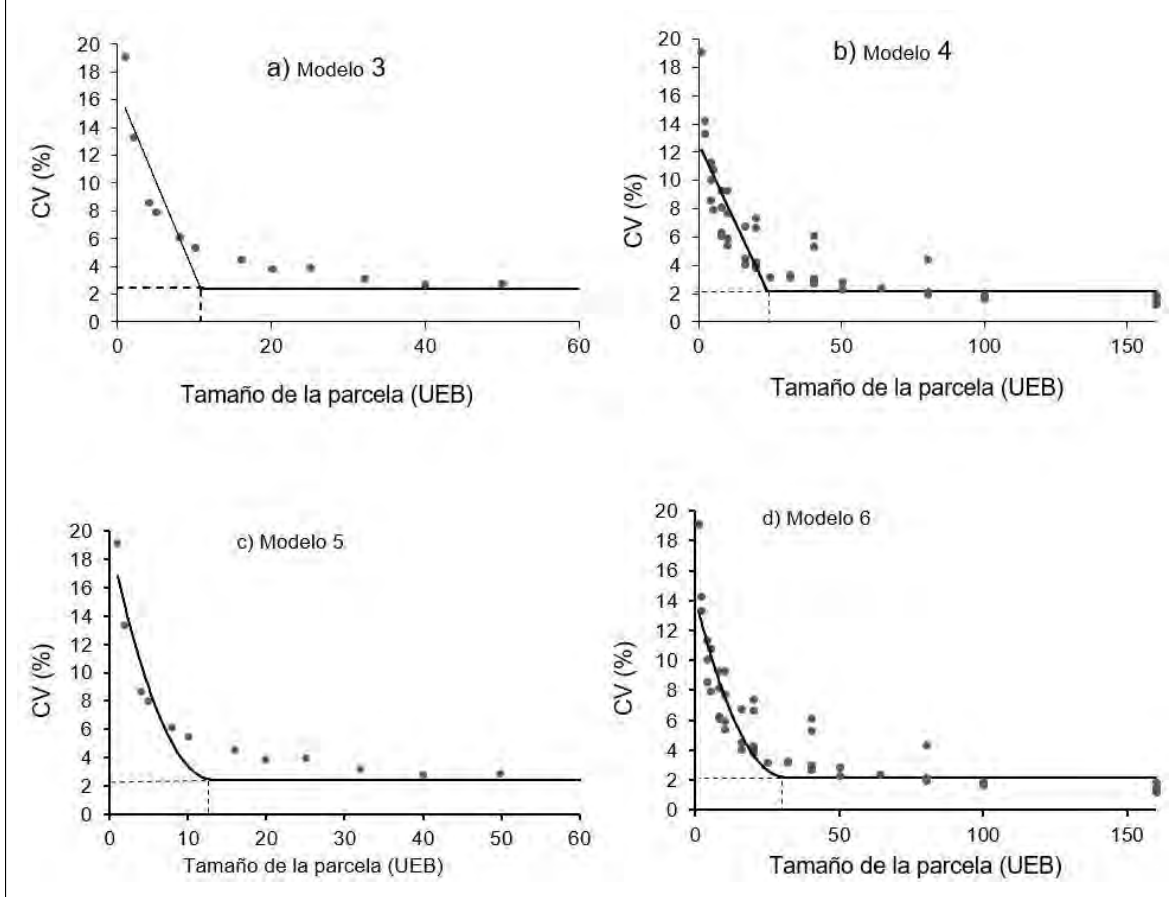
Cuadro 2. Resultados del ajuste del modelo 3, 4, 5 y 6 con los métodos LRP y QRP.

	LRP				QRP			
	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
$\hat{\beta}_0$	16.7225	**	12.6093	**	19.3581	**	14.1172	**
	(1.3021)		(0.6728)		(1.5162)		(0.8055)	

	LRP		QRP	
	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
$\hat{\beta}_1$	-1.3254 (0.2201)	-0.4338 (0.0537)	-2.589 (0.5113)	-0.7654 (0.1149)
$\hat{\beta}_2$			0.0991 (0.032)	0.0123 (0.0031)
n	20	63	20	63
F	61.49	114.34	88.1	136.25
R ² _{ajustado}	77.48	61.62	96.2	76.96
P	2.35	2.17	2.44	2.23
x ₀	10.85	24.05	13.07	31.07

Error estándar entre paréntesis. Significancia estadística al 5% (*) y al 1% (**), respectivamente.

Figura 2. Relación entre el coeficiente de variación (CV) y el tamaño de parcela medido en UEB y ajuste mediante los métodos. a y b) LRP; c y d) QRP.



Las estimaciones de tamaño de parcela se encontraron entre 10.85 UEB ($\approx 32.54 \text{ m}^2$) y 31.07 UEB ($\approx 93.22 \text{ m}^2$). Se obtuvieron resultados mayores con la aplicación del modelo QRP. Peixoto *et al.* (2011) usaron estos modelos de regresión segmentada en la estimación del tamaño de parcelas en experimentos de conservación *in vitro* de maracuyá (*Passiflora edulis*) y también encontraron valores más altos cuando aplicaron el método QRP que cuando calcularon el método LRP, se lo atribuyeron a la curvatura del modelo. Tanto con LRP como con QRP, se obtuvieron coeficientes con menor error estándar que cuando se emplearon los 63 datos del ensayo.

Método de máxima distancia (MMD)

Para la aplicación del MMD se tomó en cuenta el escenario en el que se aplicaron las pruebas de homogeneidad de varianzas ($n=20$) y en el que no aplicaron ($n=63$). Para los valores de a y b se utilizaron los estimados por medio del MCM. Como se observó en el Cuadro 3, los resultados del tamaño de parcela obtenidos por este método difieren mucho de los casos anteriores, se estimó un tamaño de 56.21 y 52.49 UEB aproximadamente, para el modelo 7 y 8. Estos tamaños representan parcelas de 168.63 y 157.48 m^2 , respectivamente.

Cuadro 3. Resultados del ajuste del modelo 7 y 8 por el método de máxima distancia (MMD).

Modelo	n	\hat{a}	\hat{b}	CV asociado a x_0	Tamaño (x_0)
		†	†		
7	20	17.8908	0.492	2.4645	56.2109
8	63	22.163	0.525	2.7433	52.4943

† a^{\wedge} b^{\wedge} = son estimados mediante el MCM.

El resumen de las estimaciones para los diferentes métodos se muestra en el Cuadro 4. Para el MCM los estimadores resultaron ser más eficientes cuando se hicieron las pruebas de homogeneidad de varianzas ($n=20$); sin embargo, la diferencia con el otro escenario fue de apenas 2 m^2 aproximadamente.

Cuadro 4. Tamaño de parcela (m^2) con caña de azúcar estimado por los distintos métodos.

Método		Tamaño (m^2)	
		(n= 20)	(n= 63)
Método de curvatura máxima	MCM	11.9	14
Curvatura máxima del coeficiente de variación	CMCV	-	12.5
Regresión lineal con constante	LRP	32.5	72.2
Regresión cuadrática con constante	QRP	39.2	93.2
Método de máxima distancia	MMD	168.6	157.5

Note que el método CMCV no requiere agrupar las UEB, por lo que se emplearon los 1 600 datos. Las estimaciones por este método fueron muy semejantes a las obtenidas por el MCM. Las diferencias más grandes se encontraron con el MMD, que difieren significativamente de todos los demás. Y como resultados intermedios están las estimaciones por los métodos LRP y QRP.

El método de curvatura máxima (MCM) de Lessman y Atkins (1963) es uno de los métodos más aplicados (Paranaíba *et al.*, 2009b), aunque tiende a subestimar el tamaño de la unidad experimental. Silva *et al.* (2003) aplicaron este y otros dos métodos con clones de eucalipto, concluyeron que este método para la determinación algebraica del punto de máxima curvatura utiliza a esta y al vértice de la curva, pero no al punto de estabilización de los valores del coeficiente de variación experimental, lo que significa que aumentos en el tamaño de la unidad experimental por encima del punto crítico (x_0) todavía aportan ganancia significativa a la precisión experimental.

Por su parte, Henriques-Neto (2003), con el método MCM, halló valores de parcela pequeños que no representan tamaños apropiados para la investigación en trigo. Silva (2014) encontró diferencias en sus estimaciones de hasta 60% al comparar el MCM y el MMD, concluyó que la estimación del tamaño óptimo de parcela varía con el método empleado y con la característica evaluada. Henriques-Neto *et al.* (2009) llegaron a una conclusión semejante al

evaluar características de rendimiento de granos de trigo. Cipriano *et al.* (2012) aplicaron el MCM y evaluaron once características de crecimiento en café, hallaron que el tamaño de parcela muestra un comportamiento diferente de acuerdo con la característica evaluada y las diferencias son de hasta un 75%.

Leite *et al.* (2005), encontraron tamaños de parcela que tampoco fueron considerados adecuados, sus estimaciones mediante MCM arrojaron resultados menores a una planta por parcela para la estimación de parámetros genéticos en familias de caña de azúcar. Paranaíba *et al.* (2009b) sometieron a comparación cuatro métodos, entre ellos el MCM, emplearon experimentos de trigo (cuatro variedades) y yuca (dos variedades y dos características). Para las variedades de trigo, el menor tamaño de parcela siempre fue el estimado por el MCM, con diferencias de hasta un 83%. Con yuca, los métodos CMCV y MCM produjeron estimaciones semejantes, con diferencias entre un 1 y 3%.

El MCM no es el único que presentan problemas de subestimación. En general, los resultados pueden variar en función del método aplicado y será responsabilidad del investigador el seleccionar el que mejor se ajuste a su situación. Por otra parte, Paranaíba *et al.* (2009b) afirman que el valor de la abscisa de curvatura máxima deber ser interpretada como el límite mínimo de tamaño de parcela y no como el tamaño óptimo.

El tamaño mínimo de la parcela experimental con caña de azúcar en la zona es 72 m². Este es el tamaño óptimo, porque, entre todos los tamaños de parcela experimental, es el que minimiza el coeficiente de variación y porque es el que tiene el costo experimental más pequeño entre las demás parcelas que tienen un coeficiente de variación cercano al del método LRP con n= 63, pero con un mayor tamaño de parcela y consecuentemente, con un mayor costo experimental.

Conclusiones

Los resultados obtenidos al aplicar los cinco métodos para la estimación del tamaño óptimo de la unidad agrícola experimental en caña de azúcar presentan diferencias muy marcadas de 145 m², la región Brunca utiliza parcelas con un tamaño aproximado de 80 m². La falta de viabilidad en la aplicación de los resultados de los métodos MCM, CMCV y MMD indica que se les deberá descartar. Con los modelos de regresión segmentada se obtuvieron valores más acordes con las condiciones y características del cultivo de caña en la región.

Los que arrojaron estimadores más eficientes fueron aquellos que consideraron todos los tamaños y formas del ensayo de uniformidad (n=63). Se concluyó que los modelos LRP y QRP son apropiados para la determinación del tamaño de parcela experimental en caña de azúcar en suelos con condiciones semejantes a las de la región Brunca de Costa Rica. El tamaño recomendable para utilizar en la zona es 72 m².

Bibliografía

- 1 Álvarez, V. M. 1982. Determinación del tamaño óptimo de parcela experimental en caña de azúcar (*Saccharum officinarum L.*) bajo condiciones de la finca *Bulbuxya*. Tesis de licenciatura. Universidad de San Carlos de Guatemala. 59 p. <http://biblioteca.usac.edu.gt/tesis/01/01-0639.pdf>.
- 2 Barrantes-Aguilar, L. E.; González-Estrada, A.; Martínez, M. Á. y Valdivia, R. A. 2020. Modelos de regresión segmentada para estimar el tamaño óptimo de la parcela experimental con caña de azúcar. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 11(8):1763-1773. <https://doi.org/10.29312/remexca.v11i8.1934>.
- 3 Bartlett, M. S. 1937. Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the royal society of London. Series mathematical and physical sciences*. 160(901):268-282. <https://doi.org/10.1098/rspa.1937.0109>.

- 4 Casler, M. D. 2015. Fundamentals of experimental design: guidelines for designing successful experiments. *Agronomy Journal*. 107(2):692-705. <https://doi.org/10.2134/agronj2013.0114>.
- 5 Cipriano, P. E.; Cogo, F. D.; Campos, K. A.; Almeida, S. L. S. y Morais, A. R. 2012. Suficiência amostral para mudas de cafeeiro cv. Rubi. *Revista agrogeoambiental*. 4(1):61-66. <https://doi.org/10.18406/2316-1817v4n12012375>.
- 6 Henriques-Neto, D. 2003. Estimativas de tamanho e forma de parcelas experimentais para avaliação do rendimento de grãos em trigo tesis doctoral, Universidad Federal de Viçosa. 151 p. <https://locus.ufv.br//handle/123456789/10261>.
- 7 Henriques-Neto, D.; Sedyama, T.; Alves-Souza, M.; Carvalho-Leite, L. F.; e Favaro-Blanco, F. 2009. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. *Revista Ciencia Agronomica*. 40(1):86-93.
- 8 Igue, T.; Espironelo, A.; Cantarella, H. and Nelli, E. J. 1991. Tamanho e forma de parcela experimental para cana de açúcar. *Bragantia*. 50(1):163-180. <https://doi.org/10.1590/S0006-87051991000100016>.
- 9 Leite, M. S.; Peternelli, L. A. and Barbosa, M. H. 2006. Effects of plot size on the estimation of genetic parameters in sugarcane families. *Cropp Breeding and Applied Biotechnology*. 6(1):40-46. <https://doi.org/10.12702/1984-7033.v06n01a06>.
- 10 Lessman, K. J. and Atkins, R. E. 1963. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science*. 3(6):477-481. <https://doi.org/10.2135/cropsci1963.0011183X000300060006x>.
- 11 Lorentz, L. H.; Erichsen, R. y Lúcio, A. D. 2012. Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas. *Revista Ceres*. 59(6):772-780. <https://doi.org/10.1590/S0034-737X2012000600006>.
- 12 Mahalanobis, P. C.; Bose, S. S. and Khanna, K. L. 1939. Note on the optimum shape and size of plots for sugarcane experiments in bihar. *Indian Journal of Agricultural Sciences*. 9(6):807-817.
- 13 Meier, V. D. and 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. <https://doi.org/10.2135/cropsci1971.0011183X001100050013x>.
- 14 Moreira, J. M.; Melo, A. F.; Oliveira, J. M.; Ataide, D. S.; Ribeiro, M. C. y Bortolini, J. 2016. Parcela ótima para a cultura do cafeeiro obtido por simulação de dados com variâncias conhecidas. *Pubvet*. 10(9):636-642. <https://doi.org/10.22256/pubvet.v10n9.636-642>.
- 15 Palencia, J. A. 1965. Determinación del tamaño óptimo de parcela experimental para estudios experimentales en caña de azúcar (*Saccharum officinarum* L.), bajo las condiciones de la estación experimental agrícola "Sabana Grande" Tesis de Licenciatura, Universidad de San Carlos de Guatemala. 42 p. <http://biblioteca.usac.edu.gt/tesis/01/01-0184.pdf>.
- 16 Paranaíba, P. F.; Ferreira, D. F. y Morais, A. R. 2009a. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Proposição de métodos de estimação. *Revista Brasileira de Biometria*. 27(2):255-268.
- 17 Paranaíba, P. F.; Morais, A. R. D. y Ferreira, D. F. 2009b. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. *Revista Brasileira de Biometria* . 27(1):81-90.
- 18 Peixoto, A. P. B.; Faria, G. A. and Morais, A. R. 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. <https://doi.org/10.1590/s0103-84782011001100010>.
- 19 R Core Team. 2019. R: A language and environment for statistical computing (3.6.1). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>.

- 20 Sari, B. G. and Lúcio, A. D. 2018. Uniformity trials size for estimating cherry tomato plot size. *Revista Ciência Agronômica*. 49(4):653-662. <https://doi.org/10.5935/1806-6690.20180074>.
- 21 SAS Institute. 2011. SAS/STAT user's guide. Version 9.3. ed. Cary: SAS Institute.
- 22 Silva, R. L.; Xavier, A.; Leite, H. G. and Pires I. E. 2003. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. *Revista Árvore*. 27(5):669-676. <https://doi.org/10.1590/S0100-67622003000500009>.
- 23 Silva, W. C. 2014. Estimativas de tamanho ótimo de parcelas experimentais para a cultura do taro (*Colocasia esculenta*) Tesis doctoral, Universidad Federal de Viçosa. 59 p. <https://locus.ufv.br/handle/123456789/1236>.
- 24 Smith, H. F. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science*. 28(1):1-23. <https://doi.org/10.1017/S0021859600050516>.
- 25 Sripathi, R.; Conaghan, P.; Grogan, D. and Casler, M. D. 2017. Field design factors affecting the precision of ryegrass forage yield estimation. *Agronomy Journal* , 109(3):858-869. <https://doi.org/10.2134/agronj2016.07.0397>.
- 26 Van-Rossum, G. y Drake, F. L. 2009. Python 3 reference manual. Scotts Valley, CA: CreateSpace.



Comparación de cinco métodos para calcular el tamaño óptimo de la parcela experimental con caña de azúcar

Journal Information
Journal ID (publisher-id): remexca
Title: Revista mexicana de ciencias agrícolas
Abbreviated Title: Rev. Mex. Cienc. Agríc
ISSN (print): 2007-0934
Publisher: Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias

Article/Issue Information
Date received: 01 January 2024
Date accepted: 01 March 2024
Publication date: 03 July 2024
Publication date: May-Jun 2024
Volume: 15
Issue: 4
Electronic Location Identifier: e3101
DOI: 10.29312/remexca.v15i4.3101

Categories

Subject: Artículo

Palabras clave:

Palabras clave:

error experimental

estimadores

heterogeneidad del suelo

Counts

Figures: 2

Tables: 4

Equations: 16

References: 26

Pages: 0