



Agronomía Costarricense

ISSN: 0377-9424

rac.cia@ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

Morales, Victor; Mora, Argenis; Garay, Vicente; Valera, Lino
ANÁLISIS ESPACIAL DE VARIANZA COMO ALTERNATIVA DE EVALUACIÓN DE
ENSAYOS DE PROGENIES FORESTALES

Agronomía Costarricense, vol. 40, núm. 2, 2016, pp. 87-105

Universidad de Costa Rica

San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=43648865007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Nota técnica

ANÁLISIS ESPACIAL DE VARIANZA COMO ALTERNATIVA DE EVALUACIÓN DE ENSAYOS DE PROGENIES FORESTALES

Victor Morales*, Argenis Mora^{1/}, Vicente Garay**, Lino Valera**

Palabras clave: Ensayos de progenies; análisis espacial de varianza; geoestadística; modelos lineales mixtos; *Pachira quinata*.

Keywords: Progeny trials; spatial analysis of variance; geostatistical analysis; mixed linear models; *Pachira quinata*.

Recibido: 09/03/16

Aceptado: 06/07/16

RESUMEN

El uso del diseño en bloques y la aleatorización de las diferentes progenies en cada uno de los bloques puede ser insuficiente para el control local de la variación dentro del área del ensayo. La presencia de micro-sitios dispersos influyen en el crecimiento de los individuos, incidiendo de forma importante sobre los resultados del análisis de varianza convencional. El presente trabajo propone y describe una metodología de análisis para ensayos de progenie en la investigación forestal, que compara varios procedimientos de análisis espacial de varianzas con referencia a incorporar o no el efecto de bloque y el modelado de la tendencia superficial sobre datos registrados provenientes de un ensayo de Progenies de *Pachira quinata* (Jacq.) W.S. Alverson por un periodo de 3 años de evaluación. Se estableció un protocolo de análisis que incluye diagnóstico de correlación de los residuales, modelado de la estructura de correlación-variación y un análisis de varianza espacial. Se demostró la existencia de residuales o errores experimentales que no cumplen el supuesto de independencia, requisito fundamental para realizar un análisis de la varianza basado en diseño. El modelo con mejor ajuste fue aquel que capturó la variación

ABSTRACT

Spatial variance analysis as an alternative for assessment of forest progeny tests. The use of block design and randomization of different progenies in each block may be insufficient for local variation control within trial area. The presence of dispersed micro-sites influences the growth of individuals, significantly impacting conventional variance analysis results. The present study proposes and describes a methodology of analysis for progeny test in forest research, comparing various spatial variance analysis methods with reference to incorporating or not incorporating the block effect and the modeling of surface trend on data recorded from a trial of *Pachira quinata* (Jacq.) WS Alverson progenies over a period of 3 years. A protocol analysis was established which includes diagnosis of residual correlation, modeling of the structure of correlation-variation and a spatial variance analysis. The existence of residual or experimental errors, that do not meet the fundamental requirement of independence assumption in order to do an analysis of variance based on design, was demonstrated. The best-fit model was the one that captured the surface variation using the cubic polynomial with the modeling of correlated

1 Autor para correspondencia. Correo electrónico: armora@earth.ac.cr

* Universidad Earth, Limón, Costa Rica.

** Universidad de los Andes, Instituto de Investigaciones para el Desarrollo Forestal (INDEFOR), Venezuela.

superficial mediante el polinómico cúbico con el modelado de los errores correlacionados (modelo geoestadístico esférico). Las pruebas de medias de progenies estimadas por el modelo espacial con tendencia polinómica arrojó un ordenamiento diferente a las pruebas de medias estimadas bajo el análisis basado en diseño en bloques.

INTRODUCCIÓN

Históricamente se ha demostrado que el uso de diseños de experimentos y la implementación de sus respectivos modelos lineales en ensayos de mejoramiento genético de especies forestales llevados a cabo en campo, han permitido arreglar adecuadamente las unidades experimentales, al considerar la posible variación de sitio y la estimación de parámetros estadísticos con cierta precisión (por ejemplo, efectos de tratamientos, error experimental, parámetros genéticos, etc.). Sin embargo, aun con el uso de diseños complejos como los cíclicos, bloques incompletos y alfas, por ejemplo, es posible que exista una discordancia entre la delimitación de las unidades experimentales y los patrones de variación espacial en el sitio (Williams y Matheson 1994). Esta discordancia podría ser debida a las superficies extensas donde se establecen dichos ensayos, lo que implica un elevado número y tamaño considerable de las unidades experimentales a evaluar, asimismo la naturaleza de los terrenos utilizados que habitualmente pueden ser irregulares y forzosamente, heterogéneos.

La existencia de esta variabilidad del sitio en ensayos de campo y su posible corrección o modelado se reconocen desde los trabajos pioneros en investigación agrícola de principios del siglo 20 (Papadakis 1937). Tales variaciones fueron denominadas “errores del suelo” y pueden ser clasificados en términos generales, en 3 tipos. Primero, la variación espacialmente

errors (spherical geostatistical model). Progeny test means estimated by the spatial model with polynomial trend showed a different order of the test means estimated under the analysis based on block design.

de tipo continua donde el patrón de variación de los errores experimentales es similar a ciertos atributos del suelo y/o a efectos microclimáticos que ocurren sobre el sitio del ensayo. Este puede ser una variabilidad espacial de tendencia local o de parches. En esos casos, es posible encontrar micro-sitios dispersos sobre el área así como en algunas parcelas se pueden presentar micro sitios ricos en nutrientes (Saenz-Romero *et al.* 2001). La segunda variación espacial es de tipo discontinua, la cual podría ser el producto tanto del efecto del manejo cultural del ensayo como de errores en las mediciones de los atributos de los árboles. Y el tercero, una variación de tipo aleatoria reflejada a nivel microambiental (Dutkowski *et al.* 2002) como aquella variación que puede ocurrir bajo el dosel o alrededores de la base de los árboles dentro de la parcela.

Cuando la heterogeneidad espacial está presente sobre el área del ensayo de campo, las estimaciones de los valores resultantes para los diferentes atributos registrados en los árboles pudieran presentar correlaciones espaciales, los cuales infringieran uno de los supuestos restrictivos en el análisis de la varianza de un modelo lineal que es la independencia de los residuales. Los efectos de la correlación espacial afectan tanto a la estimación de los componentes de la varianza como a la predicción de los valores de mejora y a la precisión de estas predicciones. La gravedad de estos efectos varía en función de la intensidad y escala del patrón espacial en relación con el tamaño de los bloques del diseño

experimental (De la Mata *et al.* 2008). Por tal razón, si el tamaño resultante de los bloques es mayor que la escala de la estructura espacial de los datos, los bloques no son homogéneos y las conclusiones del análisis podrían ser erróneas. El número, tamaño y distribución de los bloques son aspectos claves del diseño del experimento que deberían ajustarse en función del patrón espacial de los datos (Zas 2006).

Hasta ahora se han propuesto varios análisis estadísticos para modelar las variaciones tanto locales como globales dentro de los ensayos forestales (Mora y Ramírez 2000). Uno de ellos es el análisis de superficies de tendencia, el cual ajusta un polinomio en función de la ubicación o coordenadas espaciales x - y de las unidades experimentales (Thomson 1986). Otra técnica, sugerida por Papadakis (1937), propone estimar una covariable asociada con los residuales del modelo lineal sin el efecto de bloques promediándolos de acuerdo con la ubicación de cada parcela y sus vecinos: lados izquierdo, derecho, enfrente y detrás de la unidad experimental o árbol de referencia (Wright 1978, Correll y Anderson 1983). Recientemente, se ha intentado modelar sólo la variación local o errores experimentales, independientemente del diseño del experimento, con modelos geoestadísticos o con combinación de análisis de tendencia (Saenz-Romero *et al.*

2001, Joyce *et al.* 2002, Gezan *et al.* 2006, Funda *et al.* 2007).

El presente estudio compara varios procedimientos de análisis espacial de varianzas en referencia a incorporar o no el efecto de bloque y el modelado de la tendencia superficial sobre datos registrados en el tiempo provenientes de un ensayo de Progenies de *Pachira quinata* (Jacq.) W.S. Alverson. Se presenta un protocolo de análisis que incluye diagnóstico de correlación de los residuales, modelado de la estructura de correlación- variación y un análisis de varianza espacial.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos del presente estudio provienen de las evaluaciones realizadas sobre el ensayo de progenies *Pachira quinata* (Jacq.) W.S. Alverson, establecido en agosto del 2005 y ubicado en la Estación Experimental El IREL, municipio Cruz Paredes, Estado Barinas, Venezuela (Latitud Norte 8°46'; Longitud Oeste 70°25'), a 170 msnm (Figura 1). La precipitación promedio anual de 1500 mm y temperatura media de 27,1°C (Ramírez *et al.* 2008). Para el análisis de los datos, fueron utilizados registros de la altura total medidos en 2007, 2009 y 2011 y diámetro a la altura de pecho solo en 2011.

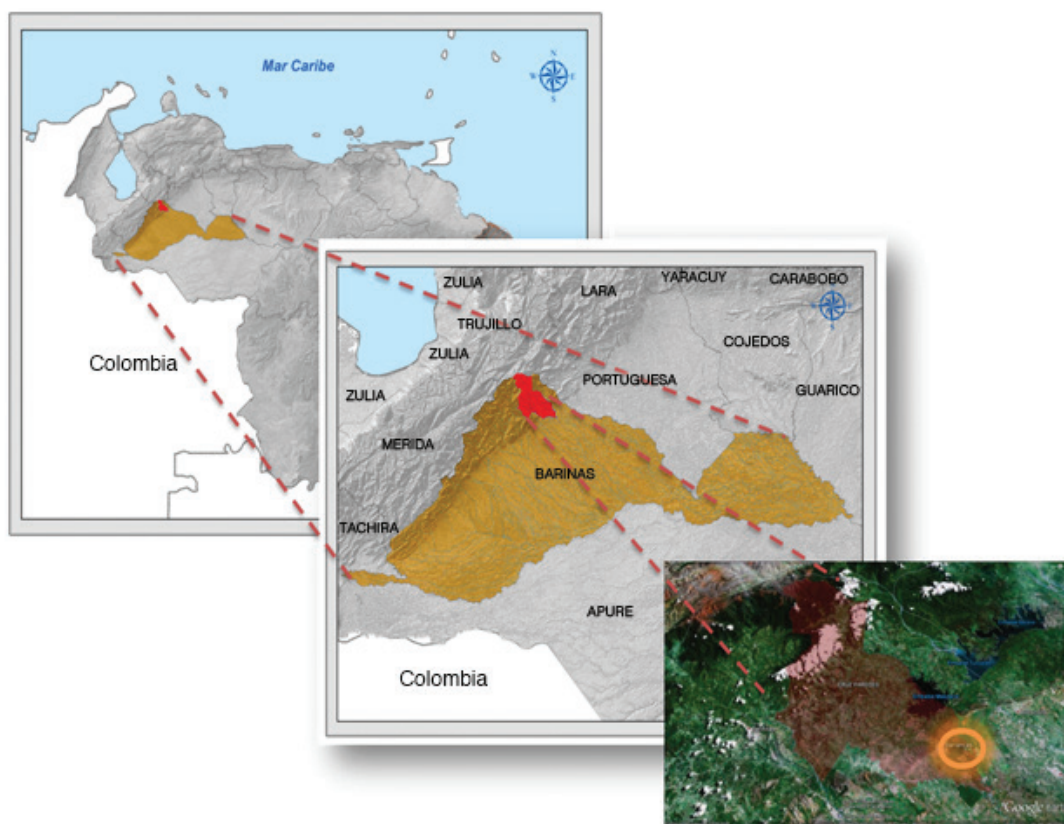


Fig. 1. Ubicación regional de la Estación Experimental. El Irel, Barrancas, Estado Barinas, Venezuela.

El ensayo de progenies fue establecido bajo un diseño en bloques completamente aleatorizados con 3 bloques; dentro de cada bloque se ubicaron parcelas lineales de 5 árboles distanciadas a 3,5 m x 3,0 m. La densidad inicial fue de 690 árboles (Figura 2). El diseño genético original fue en dialelo completo (Ramírez *et al.* 2014), cada uno de los clones actuó como receptor de polen (madre) y donante de polen (padre), sin embargo, debido a problemas en la producción de plantas en vivero, solo se pudieron establecer

46 de los 64 cruces realizados, que se derivó en un diseño en dialelo incompleto (Cuadro 1). El criterio de selección para el cruce fue determinado a partir de la información preliminar sobre variación en características de frutos y semillas de un grupo de 33 clones. Una vez realizada dicha selección, se procedió al reconocimiento del estado fenológico (presencia y cantidad de flores), identificación, preselección y ubicación de los ramets de los clones seleccionados en el diseño genético.

Este																									
IP	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B
BLOQUE III	B	01	42	26	36	19	45	53	03	54	27	12	20	44	22	14	43	39	09	08	05	02	17	48	B
	B	01	42	26	36	19	45	53	03	54	27	12	20	44	22	14	43	39	09	08	05	02	17	48	B
	B	01	42	26	36	19	45	53	03	54	27	12	20	44	22	14	43	39	09	08	05	02	17	48	B
	B	01	42	26	36	19	45	53	03	54	27	12	20	44	22	14	43	39	09	08	05	02	17	48	B
	B	01	42	26	36	19	45	53	03	54	27	12	20	44	22	14	43	39	09	08	05	02	17	48	B
	B	37	07	31	35	50	06	47	28	40	15	38	25	04	33	21	32	10	13	46	23	11	16	49	B
	B	37	07	31	35	50	06	47	28	40	15	38	25	04	33	21	32	10	13	46	23	11	16	49	B
	B	37	07	31	35	50	06	47	28	40	15	38	25	04	33	21	32	10	13	46	23	11	16	49	B
	B	37	07	31	35	50	06	47	28	40	15	38	25	04	33	21	32	10	13	46	23	11	16	49	B
	B	37	07	31	35	50	06	47	28	40	15	38	25	04	33	21	32	10	13	46	23	11	16	49	B
BLOQUE II	B	43	49	14	26	28	54	33	06	21	22	39	25	31	05	40	10	44	16	37	08	48	11	20	B
	B	43	49	14	26	28	54	33	06	21	22	39	25	31	05	40	10	44	16	37	08	48	11	20	B
	B	43	49	14	26	28	54	33	06	21	22	39	25	31	05	40	10	44	16	37	08	48	11	20	B
	B	43	49	14	26	28	54	33	06	21	22	39	25	31	05	40	10	44	16	37	08	48	11	20	B
	B	43	49	14	26	28	54	33	06	21	22	39	25	31	05	40	10	44	16	37	08	48	11	20	B
	B	12	32	36	19	15	23	17	46	07	35	27	04	45	03	53	13	47	38	01	50	02	09	42	B
	B	12	32	36	19	15	23	17	46	07	35	27	04	45	03	53	13	47	38	01	50	02	09	42	B
	B	12	32	36	19	15	23	17	46	07	35	27	04	45	03	53	13	47	38	01	50	02	09	42	B
	B	12	32	36	19	15	23	17	46	07	35	27	04	45	03	53	13	47	38	01	50	02	09	42	B
	B	12	32	36	19	15	23	17	46	07	35	27	04	45	03	53	13	47	38	01	50	02	09	42	B
BLOQUE I	B	36	17	25	08	27	42	21	06	38	50	09	48	49	05	13	15	40	26	43	11	46	12	39	B
	B	36	17	25	08	27	42	21	06	38	50	09	48	49	05	13	15	40	26	43	11	46	12	39	B
	B	36	17	25	08	27	42	21	06	38	50	09	48	49	05	13	15	40	26	43	11	46	12	39	B
	B	36	17	25	08	27	42	21	06	38	50	09	48	49	05	13	15	40	26	43	11	46	12	39	B
	B	36	17	25	08	27	42	21	06	38	50	09	48	49	05	13	15	40	26	43	11	46	12	39	B
	B	23	28	37	16	33	02	10	22	54	35	01	31	45	20	53	32	44	19	07	47	04	03	14	B
	B	23	28	37	16	33	02	10	22	54	35	01	31	45	20	53	32	44	19	07	47	04	03	14	B
	B	23	28	37	16	33	02	10	22	54	35	01	31	45	20	53	32	44	19	07	47	04	03	14	B
	B	23	28	37	16	33	02	10	22	54	35	01	31	45	20	53	32	44	19	07	47	04	03	14	B
	B	23	28	37	16	33	02	10	22	54	35	01	31	45	20	53	32	44	19	07	47	04	03	14	B
	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B

Bosque Natural Secundario

Fig. 2. Diseño del Ensayo de Progenies *Pachira quinata* (Jacq.) W.S. Alverson. Estación Experimental El IREL, Venezuela. Puede observarse la distribución de la progenie 04 en el ensayo.

Cuadro 1. Diseño genético en dialelo de progenies de 8 clones selectos de la Procedencia Caimital de *Pachira quinata*.

Madres	Padres							
	1,65	1,66	3,65	4,65	6,65	6,68	7,65	8,68
1,65		01	02	03	04	05	06	07
1,66	08		09	10	11	12	13	14
3,65	15	16		17		19	20	21
4,65	22	23			25	26	27	28
6,65			31	32		33		35
6,68	36	37	38	39	40			42
7,65	43	44	45	46	47	48		49
8,68	50			53	54			

Las casillas sombreadas corresponden a cruces no plantados de acuerdo con Ramírez *et al.* (2014).

Diagnóstico de la correlación espacial de los residuales o errores experimentales

Los análisis de varianza espacial y convencional se realizaron para la altura total medidos en 2007, 2009 y 2011 y diámetro a la altura de pecho solo en 2011. Para cada variable y año, se aplicó como base el siguiente modelo lineal:

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

Dónde: μ es la media general, τ_i representa el efecto de la i -ésima progenie y ε_{ijk} corresponde a la variación no explicada por el modelo o residuales (errores experimentales). Para verificar si los residuales (errores experimentales) no son espacialmente independientes entre sí, se utilizaron los residuales y se modeló la estructura de variación espacial (Σ) para cada caso. Los residuales o errores experimentales son asumidos a tener una distribución normal, con media cero y matriz de variación espacial, como se muestra a continuación:

$$\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \Sigma) \quad (2)$$

A partir de los residuales (errores experimentales) estimados por medio del modelo lineal mostrado en (1) y la posición espacial relativa de

cada árbol dentro de cada parcela en sus coordenadas georreferenciadas ($x_i + h$; x_i), fueron estimadas las semivarianzas de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [e_{(x_i+h)} - e_{(x_i)}]^2 \quad (3)$$

El cual $e_{(x_i+h)}$ y $e_{(x_i)}$ son los residuales observados en las posiciones ($x_i + h$) y x_i , respectivamente; h es la distancia entre posiciones de los árboles, y $N(h)$ denota el par de residuales separados por la distancia h . Es importante destacar que la estimación de las semivarianzas se realizó sobre los residuales del modelo lineal básico como se describió anteriormente, y no directamente a partir de las variables medidas en cada árbol (por ejemplo, Altura total o Diámetro a la altura de pecho), debido a que los efectos de los tratamientos así como la tendencia de la variación podrían enmascarar la función de correlación espacial que subyace en los mismos residuales (Hu y Spilke 2010). Una vez estimadas las semivarianzas de los residuales éstos fueron mostrados sobre un gráfico de dispersión en función de las distancias de separación entre árboles. Este gráfico es denominado semivariograma (Cassel *et al.* 2000). Un total de 4 semivariogramas

fueron estimados para los residuales generados de los modelos lineales derivados para la altura total 2007, 2009 y 2011 y diámetro a la altura de pecho solo en 2011.

Ajuste de modelos lineales

Una vez verificada la existencia de una estructura de residuales y su correlación espacial, se observa en los semivariogramas, cada una de

las variables mencionadas que fueron analizadas con los criterios espaciales de varianza según los modelos lineales mostrados en el Cuadro 2, un total de 8. Estos se dividieron en 2 grupos, aquellos modelos que consideren el efecto bloques y su interacción con progenies y los que no lo incluyen. En cada grupo se intentó modelar la estructura de correlación espacial de acuerdo con los siguientes métodos:

Cuadro 2. Modelos lineales ajustados con y sin el efecto de bloques para modelar la correlación y variación espacial aplicados en el ensayo de progenies de *Pachira quinata* (Jacq.) W.S. Alverson, en Barinas, Venezuela.

Modelos lineales	
S/B	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \gamma_{ij(kl)} + \varepsilon_{ij(kl)}$
	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$
	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ikl}$
	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ikl}$
C/B	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + \varepsilon_{ij}$
	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$
	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$
	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$

S/B: sin efecto del bloque; C/B: con efecto del bloque;

Y_{ij} = variable respuesta en la j -ésima repetición del i -ésimo progenie.

μ = media general.

τ_i = efecto de la progenie i .

β_j = efecto del bloque j .

$\gamma_{ij(kl)}$ = covariable Papadakis.

f_k = efecto de las filas.

C_l = efecto de las columnas.

$\varepsilon_{ij(kl)}$ = residuales experimentales.

i) Método de Papadakis

Esta metodología implica crear una nueva variable basada en los residuales o errores

experimentales calculados a partir del modelo (1) como se muestra a continuación,

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \gamma_{(kl)} + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

Donde la co-variable se obtiene de la siguiente forma,

$$Y_{(kl)} = \beta X_{kl} = \frac{1}{4}(e_{k,l-1} + e_{k,l+1} + e_{k-1,l} + e_{k+1,l}) \quad (5)$$

Para aquellas parcelas o árboles ubicados en los bordes o esquinas, los X_{kl} se obtienen con el promedio de los 2 o 3 residuales vecinos. Papadakis (1937) había propuesto que para un ensayo bajo un diseño en bloques no era necesario incluir el efecto de este en el modelo, puesto que su particular co-variable solo era necesaria para realizar el control de la variación local dentro del ensayo.

ii) Método de análisis de tendencia

El objetivo del análisis de tendencia fue modelar los residuales o errores experimentales a lo largo y ancho del ensayo a través de un modelo polinómico.

$$Y_{(kl)} = f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3$$

En este caso, f y C representan la ubicación de cada uno de los árboles dentro del área del ensayo de acuerdo con la posición de referencia como filas y columnas, respectivamente. Fueron ajustados polinomios de orden 1, 2 y 3 (Cuadro 2).

iii) Método de errores correlacionados

A excepción del modelo ajustado por el método Papadakis, la estructura de variación o correlación espacial de los residuales fueron modelados. Para ello, se probaron varios modelos espaciales con la finalidad de determinar aquel que mejor se ajusta a la micro-variación o distribución de los residuales sobre el terreno del ensayo. Los modelos empleados fueron:

a) Modelo Lineal:

$$Y_{(h)} = C_0 + bh \quad (4)$$

b) Modelo esférico:

$$Y_{(h)} = \left\{ 1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \quad \text{Si } h \leq a \right\} \quad (5)$$

c) Modelo Exponencial:

$$Y_{(h)} = 1 - \exp\left(\frac{-3h}{a}\right) \quad (6)$$

d) Modelo Gaussiano:

$$Y_{(h)} = 1 - \exp\left(\frac{-3h^2}{a^2}\right) \quad (7)$$

En general, este cálculo condujo al ajuste de un total de 15 modelos lineales de los cuales 7 fueron sin el efecto de bloques y los 8 restantes con el efecto de bloques. De acuerdo con los modelos de semivariograma estimados se compararon los parámetros del alcance (distancia máxima de correlación espacial entre datos vecinos, m) obtenidos para los datos de altura en los 3 años de registro.

Criterio para la selección del mejor modelo

Debido a la complejidad en la estructura de los residuales y el número de parámetros diferentes ajustados en todos los modelos lineales (e.g., incluso aquellos necesarios para estimar estructuras de covarianzas y/o en modelos geoestadísticos en los residuales), las comparaciones no pueden ser realizadas por medio del coeficiente de determinación o cuadrados medios de los residuales (Brownie *et al.* 1993). Ante esta complejidad lo adecuado es utilizar un estadístico denominado el criterio de información de Akaike (1974), en adelante AIC, el cual se expresa de la siguiente manera,

$$AIC = -2\log\text{-likelihood} + 2p \quad (8)$$

con p = número de parámetros del modelo y n = número de observaciones. Un buen modelo será aquel que posea valores de AIC más pequeño entre todos los modelos ajustados (Pinheiro y Bates 2000).

Finalmente se compararon las medias de las progenies, con la prueba ajustada de Tukey solo para los datos del 2011; esto permitió comparar los ordenamientos de medias arrojados por el mejor modelo espacial y el modelo lineal basado en el diseño en bloques al 5% de significancia. Todos los análisis fueron realizados a través del software libre R (R Development Core Team 2016) en especial las librerías *gstat* para

el análisis geoestadístico (Pebesma 2004), *nlme* para el ajuste de los modelos lineales mixtos (Pinheiro y Bates 2000) y *lsmeans* para las comparaciones de medias ajustadas con la prueba de medias de Tukey (Lenght 2016).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Diagnóstico de la correlación espacial con geoestadística

La sobrevivencia de los árboles dentro del ensayo fue 93,91%, 85,21% y 80,86% para

las mediciones del 2007, 2009 y 2011; respectivamente. Por tal razón, el ajuste de los modelos lineales para los análisis de varianza espacial fueron estimados a través del método de estimación máxima verosimilitud restringida (Pinheiro y Bates 2000). En la Figura 3, se observan las distribuciones de los residuales o errores experimentales de los datos analizados para la altura total 2007, 2009 y 2011, así como para los residuales de variable DAP solo en 2011 pueden observarse los parches que se forman para aquellos valores altos (tonos grises) y bajos (tonos negros) en los residuales cuyos patrones no están agrupados en torno a la orientación

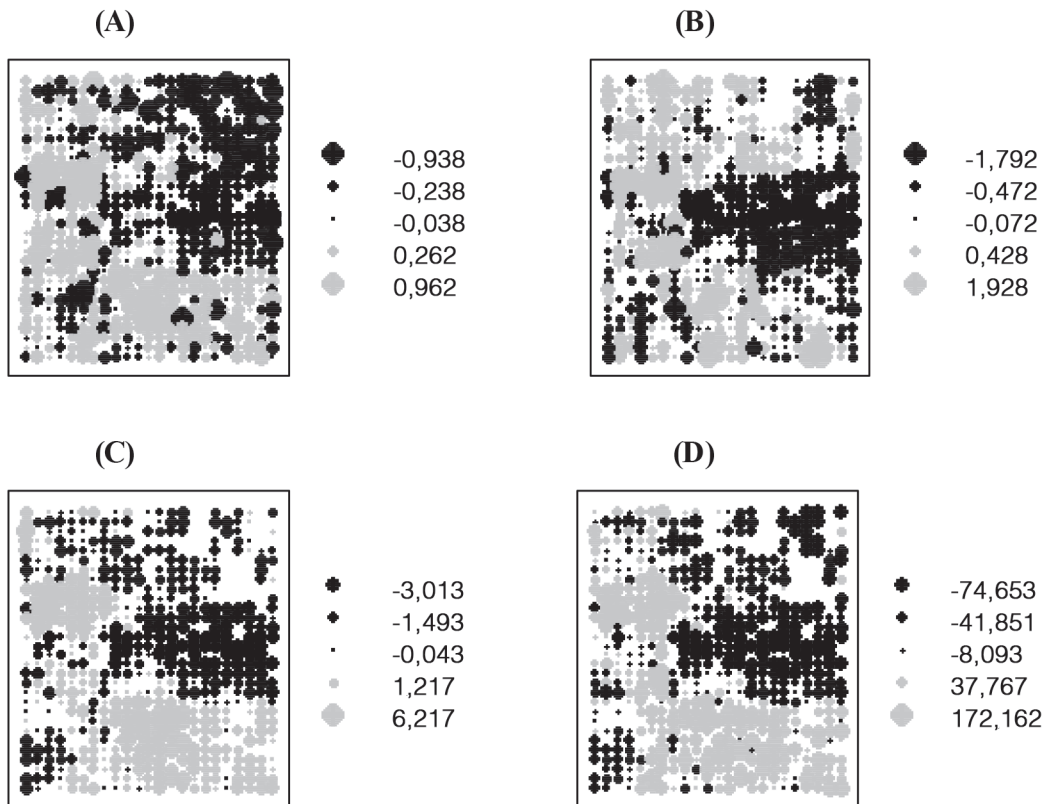


Fig. 3. Distribución espacial de los residuales o errores experimentales dentro del área del ensayo para los datos de altura total en (A) 2007, (B) 2009, (C) 2011 y (D) Diámetro a la altura de pecho (2011) a partir del modelo lineal base $Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ijk}$.

de los bloques (Figura 2), aspecto que indica la posibilidad de que los residuales estén espacialmente correlacionados. Esta situación prevé que el arreglo de los bloques no absorbe la estructura espacial mostrada en cada caso (Figura 3) y la posibilidad de sobre estimar los errores estándares usados para la comparación entre medias de las diferentes progenies y trayendo como consecuencia la no existencia de diferencias estadísticas (Zas 2006).

En un semivariograma, donde los valores serían aproximadamente iguales independientemente de la distancia de separación entre las unidades de observación (árboles) se considera que los residuales tienen distribución aleatoria o independiente entre sí. Sin embargo, esto no

ocurrió en este estudio; en cada conjunto de residuales analizados se observó cómo los valores de las semivarianzas se incrementan conforme la distancia de separación entre árboles se hace cada vez mayor (Figura 4). Esto indica 2 cosas: i) que la correlación espacial se da aproximadamente a distancias superiores a los 30 m de separación entre árboles y ii) el tamaño promedio de los parches de valores similares en altura o DAP es aproximadamente de unos 30 m. Más adelante se describirán las estimaciones de estos alcances o distancias máximas de correlación espacial para cada conjunto de datos analizados, por medio del método de los errores correlacionados con y sin el efecto de los bloques.

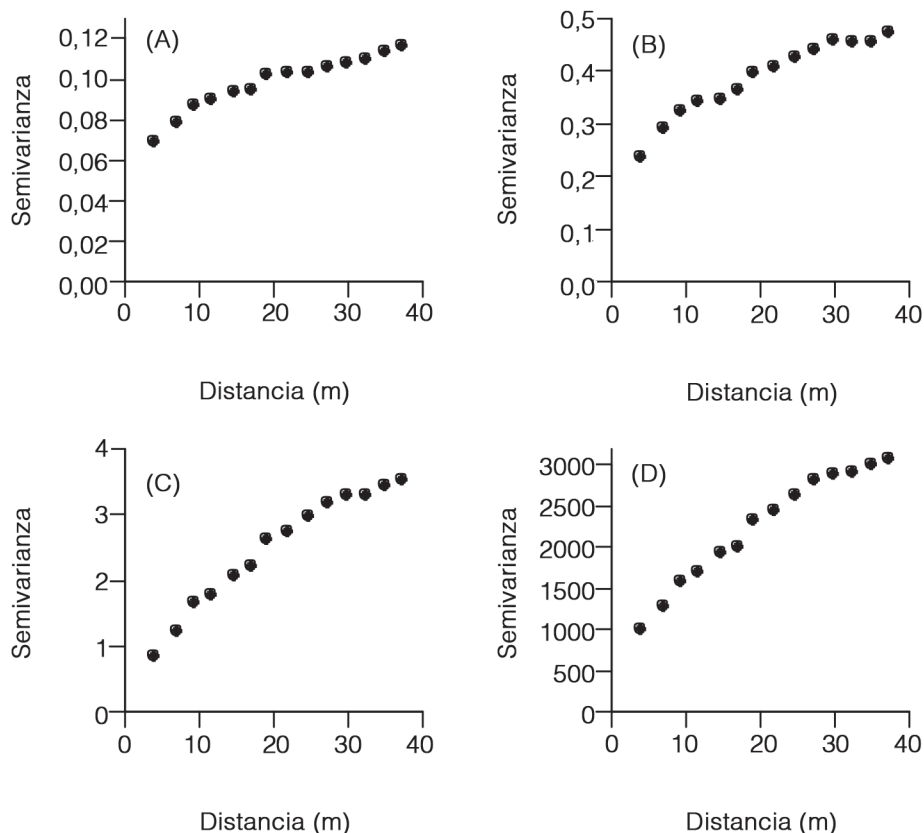


Fig. 4. Semivariogramas estimados a partir de los residuales o errores experimentales para los datos de altura total en (A) 2007, (B) 2009, (C) 2011 y (D) Diámetro a la altura de pecho, 2011 a partir del modelo lineal base $Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ijk}$.

Comparación de modelos espaciales sin el efecto del bloque

En el Cuadro 3 se presentan los resultados del criterio de información de Akaike (1974) (AIC) correspondientes a las corridas de los modelos. Para la estimación de los valores AIC no se consideró el efecto del bloque previamente establecido en el diseño del ensayo.

En 2007, se pudo demostrar que el método de Papadakis no fue capaz de tomar en cuenta la variación espacial de los datos de altura total y la variación local considerada en la covariable no fue suficiente. En cambio, cuando se modela la variación local, la variación a lo largo y ancho

del área del ensayo y la correlación espacial de los residuales o errores experimentales, se evidencia la superioridad de estos ajustes al de Papadakis (valores de AIC < 400).

El modelo con mejor valor AIC (337,54) fue el polinómico cúbico con el ajuste del modelo geoestadístico esférico en los residuales. Este mismo modelo fue el mejor para los datos de altura analizados para 2009 (AIC < 1000) y 2011 (AIC < 1700); destacándose siempre el modelo de tendencia polinomial de 3er grado con residuales correlacionados. Del mismo modo, ese mismo modelo fue el más adecuado para considerar la variación local y la tendencia de los datos de diámetro a la altura de pecho.

Cuadro 3. Valores AIC para los modelos de tendencia superficial, geoestadísticos y convencional de varianza sin efecto del bloque.

Año		Modelos lineales	Alcance (m)	AIC
2007 (Altura)	(1)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \gamma_{ij(k,l)} + \varepsilon_{ij(kl)}$		606,45
	(2)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		496,24
	(3)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		479,40
	(4)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		476,81
		Correlación esférica en (2)	23,06	358,75
		Correlación esférica en (3)	41,79	339,15
		Correlación esférica en (4)	41,94	337,54
2009 (Altura)	(1)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \gamma_{ij(k,l)} + \varepsilon_{ij(kl)}$		1230,72
	(2)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		1206,78
	(3)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		1138,59
	(4)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		1126,99
		Correlación esférica en (2)	23,95	989,33
		Correlación esférica en (3)	23,93	963,82
		Correlación esférica en (4)	23,94	958,20
2011 (Altura)	(1)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \gamma_{ij(k,l)} + \varepsilon_{ij(kl)}$		2192,23
	(2)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		2100,55
	(3)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		2055,92
	(4)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		2048,55
		Correlación esférica en (2)	26,96	1603,27
		Correlación esférica en (3)	27,06	1574,40
		Correlación esférica en (4)	27,08	1567,32
2011 (DAP)	(1)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \gamma_{ij(k,l)} + \varepsilon_{ij(kl)}$		5687,29
	(2)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		5569,26
	(3)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		5518,45
	(4)	$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		
		Correlación esférica en (2)	29,33	5214,78
		Correlación esférica en (3)	29,43	5173,35
		Correlación esférica en (4)	29,68	5152,16

Comparación de modelos espaciales con el efecto del bloque

Cuando se considera el efecto bloques dentro del modelo lineal y sus variantes de tendencia polinomial, se demuestra que al incorporar el modelado de la variación local junto a la tendencia espacial se logra un mejor ajuste de la data cuando se compara con el modelo lineal clásico del diseño en bloques (Cuadro 4). Se observó que

para la medición del 2007, el modelo de tendencia polinómico de orden 2 con errores correlacionados fue el que presentó mejor valor AIC (418,24). Sin embargo, para los datos analizados en 2009 y 2011, de nuevo el modelo de tendencia superficial polinómico cúbico con residuales correlacionados espacialmente, fue el de mejor ajuste e igual conclusión se observa para la variable Diámetro a la altura de pecho (DAP).

Cuadro 4. Valores AIC para los modelos de tendencia superficial, geoestadísticos y convencional de varianza con el efecto del bloque.

Año	Modelos lineales		Alcance (m)	AIC
2007 (Altura)		$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + \varepsilon_{ij(kl)}$		456,24
	(5)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		447,42
	(6)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		422,76
	(7)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		424,50
	(8)			
		Correlación esférica en (5)	4,66	451,70
		Correlación esférica en (6)	4,78	441,44
		Correlación esférica en (7)	4,70	418,24
		Correlación esférica en (8)	4,73	419,59
2009 (Altura)		$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + \varepsilon_{ij(kl)}$		1017,85
	(5)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		1022,11
	(6)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		989,81
	(7)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		984,15
	(8)			
		Correlación esférica en (5)	12,20	953,12
		Correlación esférica en (6)	12,13	956,22
		Correlación esférica en (7)	12,40	929,47
		Correlación esférica en (8)	12,35	925,08
2011 (Altura)		$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + \varepsilon_{ij(kl)}$		1901,86
	(5)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		1902,93
	(6)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		1877,86
	(7)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		1872,90
	(8)			
		Correlación esférica en (5)	15,27	1778,34
		Correlación esférica en (6)	15,72	1777,00
		Correlación esférica en (7)	16,16	1751,42
		Correlación esférica en (8)	16,08	1746,16
2011 (DAP)		$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + \varepsilon_{ij(kl)}$		5435,75
	(5)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + C_l + \varepsilon_{ij(kl)}$		5420,90
	(6)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + C_l + C_l^2 + \varepsilon_{ij(kl)}$		5380,97
	(7)	$Y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau * \beta)_{ij} + f_k + f_k^2 + f_k^3 + C_l + C_l^2 + C_l^3 + \varepsilon_{ij(kl)}$		5303,10
	(8)			
		Correlación esférica en (1)	13,73	5383,53
		Correlación esférica en (2)	13,78	5367,49
		Correlación esférica en (3)	14,12	5327,89
		Correlación esférica en (4)	13,94	5303,10

De manera general, los modelos que no consideraron el efecto del bloque en su análisis, lograron capturar mejor la variación de los residuales o errores experimentales de los datos de altura total y DAP en los individuos de *Pachira quinata* cuyos valores del criterio de información de Akaike (1974) fueron los más bajos. Por lo que se puede asumir que la estructuración previa del bloque puede no ser tan importante a la hora de hacer los análisis de varianza espacial correspondientes y demostrar así lo sugerido hace muchos años por Papadakis (1937).

Otro resultado relevante fue el que se pudo apreciar en 2009 y 2011 para la variable altura, en estos años de medición el modelo de tendencia superficial polinómico cúbico con ajuste esférico resultó ser el mejor. Tal como lo indicó Zas *et al.* (2008), el modelo lineal inicial sin el efecto de bloques, determina una estructura espacial no aleatoria que fácilmente puede ser modelada, si se consideran los patrones en gradiente hasta patrones parcheados, donde los primeros son más frecuentes a edades tempranas de especies forestales.

Estimación de los alcances o tamaños de los parches de errores experimentales

Cuando se utilizaron modelos espaciales o geoestadísticos para modelar la estructura de los residuales o errores experimentales, entre los parámetros estimados en dichos modelos se encuentra el llamado alcance o rango (Plant 2012). Este parámetro estima el tamaño promedio de los parches de altos o bajos valores de una variable dentro de su entorno espacial y además, la distancia máxima de correlación espacial entre unidades de observación. De esta manera, en aquellos modelos donde se pudo modelar la estructura espacial de los residuales también se logró estimar los valores del alcance (Cuadros 3 y 4). En la Figura 5, se muestran los alcances para la variable altura, registrados por los modelos espaciales seleccionados para los datos registrados en 2007, 2009 y 2011, con o sin la existencia del efecto bloque. Los alcances mostrados por los modelos espaciales que no consideraron el bloque, son claramente superiores que los que si tomaron en cuenta la estructura del control local. Cuando

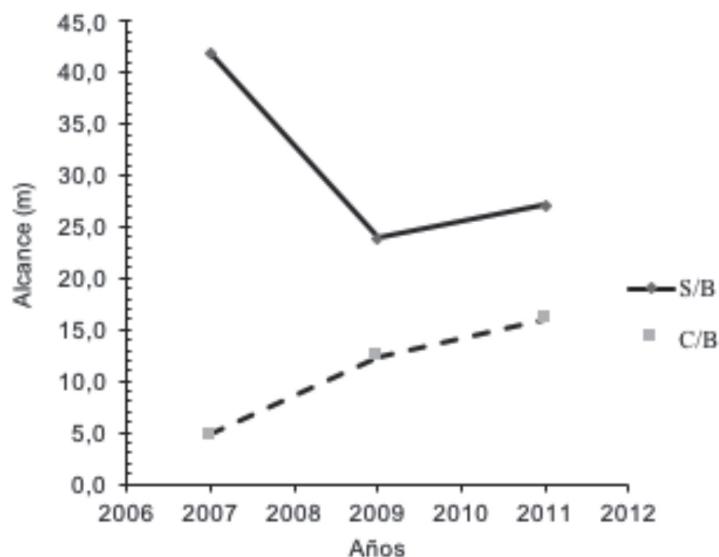


Fig. 5. Alcances estimados por los modelos geoestadísticos.
S/B = sin bloque
C/B = con bloque

se incluye el efecto del bloque dentro del modelo, la distancia en la que se pierde la dependencia espacial es menor que cuando dicho efecto no se considera. En otras palabras, el bloque supedita el análisis a la superficie del mismo y por ende disminuye la dependencia espacial de los valores pero no lo suficiente como para garantizar el supuesto de un análisis de varianza convencional de errores experimentales independientes.

Para el caso del modelo que no incluye el efecto del bloque, se puede observar una disminución desde la medición de 2007 a 2009, de 18 m. Dicho descenso, se debe a la pérdida de dependencia espacial atribuido al crecimiento inicial de los individuos, la cual, en las primeras etapas de vida, es acelerado. Posteriormente, de 2009 a 2011, se observó un ligero aumento de 3 m, que sugiere la estandarización del crecimiento en altura. Como se sabe, el modelo polinómico cúbico con errores correlacionados bajo la función esférica, fue el seleccionado para los 3 años de medición.

El análisis de varianza espacial versus el análisis de varianza convencional en ensayos forestales de progenies

Con el fin de analizar cómo se comportaron las progenies individualmente, y apreciar si hubo diferencias significativas entre un análisis y otro, se examinaron los resultados a través de una comparación de medias para las variables altura y diámetro. Medias que fueron estimadas de acuerdo con el modelo lineal espacial usado.

En los Cuadros 5 y 6, se contrastan las medias estimadas a partir del modelo convencional bajo un diseño en bloques versus las derivadas de los modelos espaciales seleccionados por el AIC.

En el Cuadro 5, en la columna A, se pueden observar en los primeros 10 puestos las progenies 49, 1, 50, 6, 45, 26, 54, 31, 4 y 19. Por otro lado, en el análisis espacial (Columna B), las progenies 13, 10, 1, 17, 45, 20, 12, 9, 50 y 45 se posicionan en los primeros 10 puestos. Sólo las progenies 1, 45 y 50, tienen presencia en ambos rankeos, el resto de las progenies observadas son

Cuadro 5. Medias ordenadas que corresponden al análisis convencional y espacial para altura total de datos registrados en el 2011.

Convencional		Espacial	
Progenie	Medias(m)	Progenies	Medias(m)
49	5,533	13	5,045
1	4,849	10	4,737
50	4,826	1	4,646
6	4,815	17	4,556
45	4,749	45	4,440
26	4,724	20	4,403
54	4,691	12	4,397
31	4,648	9	4,388
4	4,437	50	4,336
19	4,430	45	4,309
35	4,387	5	4,254
12	4,385	4	4,248
17	4,365	38	4,227
7	4,344	31	4,183
14	4,339	32	4,177
47	4,307	54	4,173
28	4,307	19	4,150
32	4,227	49	4,116
20	4,208	53	4,086
13	4,191	3	4,055
33	4,189	47	4,036
53	4,140	28	4,024
48	4,137	44	4,020
15	4,087	11	3,986
9	4,072	40	3,982
5	4,069	6	3,976
43	4,034	27	3,973
27	3,978	48	3,963
3	3,925	33	3,889
2	3,807	26	3,839
46	3,730	15	3,833
10	3,667	39	3,762
38	3,658	36	3,756
39	3,656	14	3,713
36	3,535	25	3,695
40	3,507	35	3,670

Cuadro 6. Medias ordenadas que corresponden al análisis convencional y espacial para diámetro a la altura de pecho de datos registrados en el 2011.

Convencional		Espacial	
Progenie	Medias (mm)	Progenies	Medias (mm)
17	113,259	17	130,879
49	101,177	20	106,914
6	99,699	13	102,803
33	98,145	10	94,604
45	91,991	4	91,344
50	91,843	1	90,245
26	91,418	9	88,235
4	91,319	33	87,423
54	91,206	2	82,639
20	91,168	40	82,616
1	89,593	44	82,347
14	89,264	28	81,700
28	89,233	15	80,446
19	87,217	32	79,568
47	86,925	49	78,931
7	86,673	11	78,785
15	83,763	45	78,172
32	81,247	54	74,144
31	77,774	38	73,684
12	76,397	48	73,085
46	76,178	19	72,433
13	73,662	47	72,259
9	72,390	5	71,772
35	71,736	25	71,471
3	69,741	36	70,985
40	68,719	14	70,756
53	68,675	50	70,473
10	68,383	3	70,443
43	68,095	26	69,841
42	65,324	7	66,632
36	65,211	12	65,747
44	64,451	31	64,772
27	62,491	37	64,757
38	61,991	27	64,082
48	61,290	53	63,152
21	58,324	39	62,994

distintas, lo que manifiesta diferencias significativas en el ordenamiento de las progenies.

Tal como se hizo para la variable altura, se comparó la correspondencia de ésta en función de las medias generadas para diámetro del 2011. En el Cuadro 6 se muestran las medias ordenadas para los análisis convencional y espacial para diámetro a la altura de pecho. En la columna A, aparecen la progenies 17, 49, 6, 33, 45, 50, 26, 4, 54 y 20, como las mejores 10 progenies. En concordancia con la variable altura, solo las progenies 45, 50 y 20 aparecen nuevamente, lo que nos indica que no existe una dependencia entre el crecimiento diametral y la altura, según el análisis convencional. En la columna B, aparecen en los primeros 10 puestos, las progenies 17, 20, 13, 10, 4, 1, 9, 33, 2 y 40.

Contrariamente al análisis convencional, el análisis espacial si muestra una correlación entre el crecimiento diametral y la altura. La progenie 17 salió favorecida en ambos análisis como la de mejor desempeño hasta el momento.

Estos resultados muestran que a pesar de que se diseñe un ensayo forestal bajo un diseño de experimento que persiga controlar la variación local en una sola dirección dentro del terreno (p.e., diseño en bloques completos), este no es suficiente para lograr que los errores experimentales o residuales sean independientes espacialmente entre sí. Además, se corre el riesgo de tomar decisiones erróneas en la selección del mejor o mejores progenies en los programas de mejora forestal.

CONCLUSIONES

Se determinó que en este ensayo para los primeros años de crecimiento de los árboles la correlación espacial se da aproximadamente a distancias superiores a los 30 m de separación entre individuos. También, se estimó que el tamaño promedio de los parches de valores altos y bajos en altura total disminuyó desde 40 hasta unos 25 m de acuerdo con la estimación de los modelos espaciales esféricos en los residuales o errores experimentales cuando no se toma en

cuenta el efecto de bloques como fuente de variación dentro de los modelos con errores correlacionados. En contraste, si se considera el efecto de bloques dentro del modelo lineal para el análisis de la varianza con el modelado de los errores espacialmente correlacionados estos parches son en promedio de menor tamaño y se incrementan conforme avanza el crecimiento de los árboles.

Dada la presencia de errores espacialmente correlacionados, los modelos lineales con ajuste de estructuras espaciales que no consideran el bloque, y modelan la tendencia superficial de los residuales fueron los de mejor ajuste significativo de acuerdo con el criterio de información de Akaike (1974).

El modelo lineal convencional, al no considerar en su modelo el componente espacial, tiende a sobrestimar los valores de las medias de las progenies, aspecto que incide en la estimación de la expresión de los efectos no aditivos de la progenie de un cruce particular. Esto sin duda afecta la valoración de las relaciones intra e intergénicas resultantes de los cruces ya que posiblemente afectan la precisión de los resultados. El análisis espacial de varianzas estima medias que reordenan las progenies del ensayo.

Los análisis estadísticos que toman en cuenta la variación y dependencia espacial de los datos, confirman la necesidad de considerarlos seriamente como parte de la rutina del análisis de ensayos de campos con fines de mejoramiento y selección genética de árboles. Sin embargo, un análisis espacial de los datos no exime la necesidad de establecer los ensayos bajo diseños experimentales adecuados que eviten que el efecto de los tratamientos se confunda con el efecto ambiental.

A pesar de haber establecido 5 individuos por progenie en cada bloque, y dada la alta sobrevivencia de árboles hasta el 2011 (poco más de un 80%), se pudo comparar el desempeño de las progenies bajo el modelado de la estructura espacial de los residuales a lo largo y ancho del área experimental.

Se recomienda el uso de análisis varianza de ensayos de progenies forestales basado en el

modelado de sus efectos fijos y aleatorios, más que en un análisis de la varianza basado en un diseño en bloques.

LITERATURA CITADA

- Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19(6):716-723.
- Brownie, C; Bowman, D; Buerton, J. 1993. Estimating spatial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. *Agronomy Journal* 85:1244-1253.
- Cassel, DK; Wendroth, O; Nielsen, DR. 2000. Assessing spatial variability in an agricultural experiment station field: opportunity arising from spatial dependence. *Agronomy Journal* 92:706-714.
- Correll, L; Anderson, B. 1983. Removal of intervarietal competition effects in forestry varietal trials. *Silvae Genetica* 32(5-6):162-165.
- DE LA MATA, R; ZAS, R; MERLO, E. 2008. CONTROL DE LA AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL MEDIANTE DISEÑOS EXPERIMENTALES Y MÉTODOS DE ANÁLISIS ESPACIAL EN ENSAYOS DE PROGENIE DE *Pinus pinaster*. Cuadernos de La Sociedad Española de Ciencias Forestales 24:33-38.
- Dutkowski, W; Costa, J; Gilmour, A; Lopez, G. 2002. Spatial Analysis Methods for Forest Genetic Trials. *Canadian Journal of Forest Research* 32:2201-2214.
- FUNDA, M; LSTIBŮREK, J; Klapště, I; PERMEDLOVA, J; KOBLIHA, A. 2007. Addressing spatial variability in provenance experiments exemplified in two trials with black spruce. *Journal of Forest Science* 53:47-56.
- GEZAN, S; WHITE, T; HUBER, D. 2006. Comparison of experimental designs for clonal forestry using simulated data. *Forest Science* 52:108-116.
- Hu, X; Spilke, J. 2009. Comparison of various spatial models for the analysis of cultivar trials. *New Zealand Journal of Agricultural Research* 52:277-287.
- JOYCE, D; FORD, R; FU, Y. 2002. SPATIAL PATTERNS OF TREE HEIGHT VARIATIONS IN A BLACK SPRUCE FARM-FIELD PROGENY TEST AND NEIGHBORS-ADJUSTED ESTIMATIONS OF GENETIC PARAMETERS. *SILVAE GENETICA* 51:13-18.
- Lenth, RV. 2016. Least-Squares Means: The R Package lsmeans. *Journal of Statistical Software* 69:1-33.
- Magnussen, S. 1994. A method to adjust simultaneously for spatial microsite and competition effects. *Canadian Journal of Forest Research* 24:985-995.
- Mora, A; Ramírez, G. 2000. Consideraciones Prácticas sobre el Análisis Estadístico Espacial de Experimentos Forestales de campos. *Revista Forestal Venezolana* 44(2):21-28.

- Papadakis, S. 1937. Méthode statistique pour des expériences sur champ. Thessalonike: Institut d'Amélioration des Plantes à Salonique. 1937. Boletín 23. 30 p.
- Pebesma, E. 2004. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Computers & Geosciences* 30:683-691.
- Pinheiro, JC; Bates, DM. 2000. Mixed-effects models in S and S-plus. Springer-Verlag, New York, USA. 528 p.
- Plant, R. 2012. Spatial data analysis in ecology and agriculture using R. Boca Raton, FL, USA. CRC Press. 648 p.
- R Development Core Team. 2016. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. Disponible en <http://www.R-project.org>
- Ramírez, N; Valera, L; Briceño, H. 2014. Sistema reproductivo de *Pachira quinata* (Jacq.) W. Alverson (Malvaceae: Bombacaceae). *Memorias del Instituto de Biología Experimental* 7:129-132.
- Ramírez, N; Valera, L; Garay, V; Briceño, H; Quijada, M; Moret, Y; Montilla, J. 2008. Eficiencia Reproductiva de Clones de *Pachira quinata* (Jacq.) W. Alverson (Bombacaceae) Bajo Condiciones de Cultivo. *Acta Botánica de Venezuela* 31 (2):367-386.
- Saenz-Romero, C; Nordheim, E; Guries, R; Crump, P. 2001. A Case Study of a Provenance/Progeny test using Trend Analysis with Correlated Errors and SAS Proc Mixed. *Silvae Genetica* 50:3-4.
- Thomson, J. 1986. Trend Surface Analysis of Spatial Patterns of tree size, Microsite Effects, and Competitive Stress. *Canadian Journal of Forest Research* 16:279-282.
- Williams, E; Matheson, A. 1994. Experimental Design and Analysis for use in Tree Improvement. Commonwealth Scientific and Industrial Research Organization, East Melbourne, Australia. 174 p.
- Wright, J. 1978. An Analysis Method to Improve Statistical Efficiency of a Randomized Complete Block Design. *Silvae Genetica* 27(1):12-14.
- Zas, R. 2006. Consecuencias de la Estructura Espacial de los Datos en el Diseño y Análisis de Experimentos en Campo. *Revista Científica y Técnica de Ecología y Medio Ambiente* 15:107-114.
- Zas, R; Martíns, P; De La Mata, R. 2008. Autocorrelación Espacial: Un Problema Común...Mente Olvidado. *Cuadernos de la Sociedad Española de Ciencias Forestales* 24:139-145.



Todos los derechos reservados. Universidad de Costa Rica. Este artículo se encuentra licenciado con Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 3.0 Costa Rica. Para mayor información escribir a rac.cia@ucr.ac.cr

