

# CONSIDERACIONES PRÁCTICAS SOBRE EL ANÁLISIS ESTADÍSTICO ESPACIAL DE EXPERIMENTOS FORESTALES DE CAMPOS

Mora Garcés, Argenis<sup>1</sup> y Gustavo Ramírez<sup>2</sup>

Universidad de Los Andes, Facultad de Ciencias Forestales y Ambientales, Grupo de Investigación en Genética y Silvicultura (GENSIL), <sup>1</sup>Instituto de Investigaciones para el Desarrollo Forestal, <sup>2</sup>Cátedra de Biometría Forestal, Mérida-Venezuela. Email amora@forest.ula.ve

## RESUMEN

Las observaciones registradas en las unidades experimentales de ensayos de campo suelen presentar algún tipo de dependencia espacial entre ellos; así mismo, una posible heterogeneidad microambiental dentro del área experimental pueden afectar los resultados del análisis de la varianza clásico del diseño en bloques completos. El objetivo del presente trabajo fue comparar el comportamiento de dos modelos de tendencia y el método del vecino más cercano de Papadakis, en referencia al análisis de varianza del modelo de bloques completos, sobre datos de volumen por árbol proveniente de dos ensayos de procedencias/fuentes con *Eucalyptus camaldulensis* y *E. urophylla*. Los análisis de tendencia lineal y el método Papadakis fueron los más eficientes en comparar medias de tratamientos y los de mayor precisión. El buen comportamiento de los análisis estadísticos que toman en cuenta la variación y dependencia espacial verifica 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.

**Palabras clave:** análisis espacial, método Papadakis, análisis de tendencia, diseño de bloques completos.

## ABSTRACT

Observations in neighboring experimental units are often spatially dependent between them. A spatial heterogeneity can have serious effects on the precision of the results from an analysis of variance with a complete block design model. Trend models and nearest-neighbor analysis (Papadakis method) were compared to complete block design analysis model. The study was based on data collected from two *Eucalyptus* provenance/source trials. Trend analysis and Papadakis method appeared to be the most efficient to account for local variation and spatial dependence. It is recommended to use the spatial analysis as analytical routine methods for analyzing forestry varietal trials.

**Key words:** spatial analysis, Papadakis method, trend analysis, complete block design.

## INTRODUCCIÓN

En muchos ensayos de campo es común el uso del diseño en bloques completos aleatorizados. El propósito del bloqueo, o control local, es incrementar la precisión en la comparación de los tratamientos evaluados, al lograr condiciones ambientales aproximadamente homogéneas dentro de cada bloque; sin embargo, cuando la construcción y ubicación de los bloques no ha sido del todo exitoso, es posible que dicha precisión se vea afectada por dos aspectos: i) una variación del suelo, y ii) un efecto de tendencia local.

Así mismo, se ha demostrado que en muchos ensayos de uniformidad, aplicados en cultivos agrícolas, las observaciones tomadas sobre parcelas vecinas son más similares que aquellas tomadas aleatoriamente, lo cual produce una correlación espacial que contradice el supuesto de independencia de las observaciones para llevar a cabo el análisis de la varianza (Papadakis, 1937).

Los ensayos de campo con especies forestales no escapan a estas situaciones; el hecho de utilizar extensas áreas de terrenos y numerosos

tratamientos implica poco control sobre la fluctuación espacial (variación espacial) de las propiedades del suelo o de gradientes ambientales del sitio del ensayo (factores físicos, topográficos, etc.).

La existencia de aquellos componentes se reconoce desde los trabajos pioneros de Ronald Fisher y se les llamaron “errores del suelo” (Neyman, 1935; citado por Pla, 1987), los cuales podrían analizarse de acuerdo a la posición espacial de las unidades experimentales en el terreno.

### El modelo de análisis espacial

Considérese el modelo lineal clásico para el diseño en bloques

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

Para todo  $i = 1, 2, 3, \dots, a$ ;  $j = 1, 2, 3, \dots, r$ . El componente debido a bloques,  $\beta_j$  estimará el efecto producido por una posible variabilidad entre bloques; sin embargo, Neyman (1935; citado por Pla, 1987) propuso el siguiente modelo lineal

$$Y_{ij(k,l)} = \mu + \tau_i + \gamma_{kl(i,j)} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

donde  $\gamma_{kl(i,j)}$  es el componente que estimará la variabilidad espacial, de acuerdo a la ubicación de la unidad experimental en referencia al patrón del gradiente ambiental del suelo (Méndez, 1970).

Existen dos enfoques que permiten resolver el problema estadístico que surge cuando se presenta un patrón de variación espacial, que pudiera afectar los resultados de un experimento de campo:

#### 1. El ajuste de un polinomio en función de la ubicación de las unidades experimentales.

Esta técnica fue propuesta por primera vez por Harris (Méndez, 1970) y estudiada por Warren y Méndez (1982) y Brownie *et al.* (1993) para ensayos agrícolas. La metodología se le conoce también como análisis de tendencia y expresa la productividad potencial de la unidad experimental o parcela como

$$\gamma_{kl(i,j)} = \beta_1 f_k + \beta_2 C_1 + \beta_3 f_k^2 + \beta_4 C_1^2 + \beta_5 f_k C_1 \quad (3)$$

Donde  $f_k$  y  $C_1$  representan la posición de la unidad de experimental en la  $k$ -ésima fila de la  $l$ -ésima columna dentro del área del ensayo. Se debe notar que se

asume que “los errores del suelo” se pueden modelar de acuerdo a una superficie de respuestas lo cual no siempre es cierto.

#### 2. Efectuar una corrección por una covarianza, ya sea utilizando los residuos o los rendimientos de unidades experimentales.

Esta técnica expresa la posible correlación de las observaciones entre unidades experimentales vecinas y se conoce en la actualidad como análisis del vecino más cercano. Papadakis (1937) fue el primero en proponer aquella metodología y no fue hasta después de mediados de la década de lo 70 en que Bartlett (1978) discute sus propiedades estadísticas, así como, posteriormente, Wilkinson *et al.* (1983) y Besag y Kempton (1986) propusieron alternativas a la propuesta original de 1937.

Los análisis que toman en cuenta la variación y dependencia espacial de experimentos de campo, no solo se pueden aplicar con observaciones provenientes de ensayos realizados con el diseño en bloques completos, también se han utilizado con éxito bajo los diseños con bloques incompletos (Casler, 1999).

## MATERIALES Y MÉTODOS

Para probar y comparar la utilidad de los métodos de análisis espacial en experimentos forestales de campo, se utilizaron mediciones de volumen por árbol proveniente de dos ensayos plantados en Julio de 1993. El primero se refiere a la evaluación de 10 procedencias-fuentes de semillas de *Eucalyptus camaldulensis* junto a *E. urophylla* como tratamiento testigo; el sitio del ensayo tiene una pendiente suave hacia el sur y el suelo es franco-arenoso a 40 cm de profundidad, en donde la textura cambia a franco arcillosa-arenosa. En el segundo, se evaluó el comportamiento de 21 procedencias-fuentes de *E. urophylla*; para éste, el suelo es franco-arenoso hasta una profundidad de 40 cm y franco arcillo-arenoso entre los 40 y los 80 cm de profundidad. En las figuras 1 y 2 se muestra el arreglo espacial de los tratamientos (codificados) en un diseño de bloques completos aleatorizados y la ubicación espacial de las unidades experimentales, de acuerdo al sentido filas y columnas. En ambos ensayos, las mediciones de volumen fueron llevadas a cabo en árboles de 5 años de plantado.

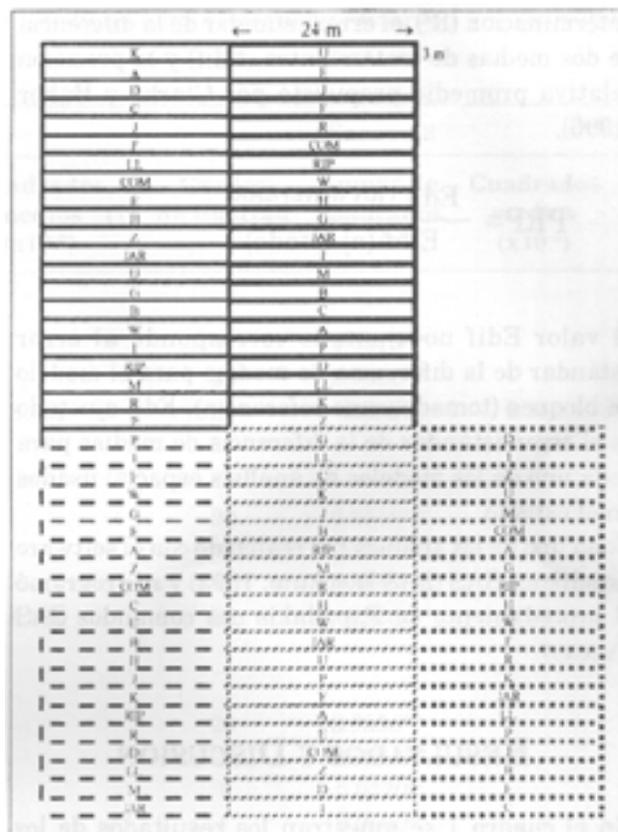


**Figura 1.** Arreglo de campo de un ensayo procedencias-fuentes número 1, mostrando la ubicación de los 11 tratamientos en cada unidad experimental de 3x24 m cada una. Este arreglo presenta 4 bloques. Espaciamiento usado de 3x3m.

### Analisis de datos

Se aplicaron los modelos para el diseño en bloques (DBA), los análisis de tendencia lineal y cuadrático y el método del vecino más cercano de Papadakis (1937). Este último método consiste en obtener, para cada unidad experimental, su residuo tomando la diferencia entre el rendimiento de la unidad y el rendimiento promedio de todas aquellas unidades que recibieron el mismo tratamiento

$$R_{kl} = y_{kl} - \bar{y}_i \quad (4)$$



**Figura 2.** Arreglo de campo del ensayo procedencias-fuentes número 2, mostrando la ubicación de los 21 tratamientos en cada unidad experimental de 3x24 m cada una. Este arreglo presenta 5 bloques. Espaciamiento usado de 3x3m.

luego, se calcula una nueva variable definida como índice de productividad o competencia de la unidad experimental ubicada en la posición  $kl$

$$X_{kl} = \frac{1}{4} (R_{k(l-1)} + R_{k(l+1)} + R_{(k-1)l} + R_{(k+1)l}) \quad (5)$$

Para el caso de parcelas o unidades ubicadas en el borde, la variable se obtiene como el promedio de los residuos  $R_{kl}$  para dos o tres unidades experimentales vecinas. Finalmente, se realiza un análisis de covarianza usual usando  $X_{kl}$  como covariable, cuyo modelo lineal es

$$y_{ij(kl)} = \mu + \tau_i + \beta X_{kl(ij)} + \epsilon_{ij(kl)} \quad (6)$$

Los resultados del análisis de cada modelo aplicado se compararon utilizando los siguientes criterios: coeficiente de variación (CV%), coeficiente de

determinación ( $R^2$ ), el error estándar de la diferencia de dos medias de tratamientos (Edif) y la precisión relativa promedio propuesto por Clarke y Baker (1996),

$$PRP = \frac{\text{Edif (no ajustado)}}{\text{Edif (ajustado)}} \quad (7)$$

el valor Edif no ajustado corresponde al error estándar de la diferencia de medias para el modelo de bloques (tomado como referencia); Edif ajustado es el error estándar de la diferencia de medias para cada uno de los modelos de análisis espacial usados en el estudio.

Cada uno de los análisis fue realizado con el software estadístico SAS (SAS Institute, 1992) y se programó el procedimiento de Papadakis con comandos SAS (Anexo).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el cuadro 1 se muestran los resultados de los análisis de la varianza (ANAVAR) para los modelos de análisis espacial y el clásico de bloques completos. En referencia al ensayo 1, se observa que no existe variabilidad significativa entre bloques; sin embargo, los análisis que toman en cuenta y remueven una posible tendencia dentro del área experimental coinciden en detectarla en todos los sentidos de las parcelas (llámese filas y columnas); de hecho, el cuadrado medio del error para el ANAVAR del modelo de bloques fue visiblemente mayor. Los análisis espaciales redujeron hasta un 27% el cuadrado medio del error, lo cual evidencia que para este ensayo en particular, el diseño en bloques completos fue ineficiente en crear grupos homogéneos de unidades experimentales; este resultado fue similar al reportado por Wright (1978) cuando usó el método Papadakis y éste fue capaz de reducir en un 50% el cuadrado medio del error cuando lo comparó con el ANAVAR clásico de bloques en ensayos de procedencias con Pino rojo. Otras referencias que apuntan a declarar ineficiente al modelo de diseño en bloques son aquellos presentes en cuadros 2 y 3; los análisis de tendencia, tanto lineal como cuadrático, presentaron mayor precisión relativa promedio, menor error estándar para la diferencia de medias y menor coeficiente de variación, así

mismo, la bondad de ajuste de ambos modelos fue superior al 60%.

Se observa en el cuadro 4 como se afecta el ordenamiento de las medias ajustadas para cada procedencia/fuente por los métodos de análisis aplicados; por ejemplo, el análisis de tendencia cuadrática y Papadakis coinciden en ubicar las medias ajustadas de procedencias de acuerdo al siguiente orden: **E > A > D**. Esto tiene consecuencias relevantes ya que la variación espacial puede afectar seriamente la interpretación definitiva de los ensayos de mejoramiento y selección genética de árboles. Se podría recomendar para este caso de estudio el modelo de ajuste espacial de tendencia lineal de acuerdo a su simplicidad y a los criterios de eficiencia usados.

Para el ensayo 2, aun cuando el ANAVAR clásico de bloques detectó variabilidad entre bloques, el análisis Papadakis fue el más eficiente al reducir el cuadrado medio del error en más del 10% (cuadro 1); de la misma manera, la precisión relativa promedio fue de 0.771 (cuadro 3). Se destaca que el ordenamiento de las medias de las 21 procedencias/fuentes con el ajuste Papadakis fue el siguiente: **RIP > R > H** (cuadro 5), los análisis de tendencia coinciden en ubicar a la procedencia **R** en primer lugar. Nótese que el área útil y forma del área experimental en ambos ensayos difieren notablemente uno del otro, lo cual sugiere que el análisis de tendencia local lineal puede recomendarse en arreglos de bloques contiguos (áreas rectangulares), mientras que el análisis Papadakis en arreglos de parcelas con forma irregular. El análisis del vecino más cercano propuesto por Papadakis aparentemente remueve simultáneamente la heterogeneidad del área experimental y la posible dependencia espacial entre unidades experimentales vecinas; sin embargo, Magnussen y Yeatman (1987) y Correll y Anderson (1983) no solo plantean la necesidad de incorporar el efecto de la variabilidad espacial al modelo de análisis estadístico, también proponen incluir un componente que remueva el efecto de competencia dentro de variedades.

## CONCLUSIONES

La ineficiencia del análisis estadístico con el modelo clásico de bloques puede reducir la precisión para la comparación de medias de tratamientos; no obstante

**Cuadro 1.** Resultados del análisis de la varianza para volumen ( $m^3$ ) por árbol en los ensayos 1 y 2 analizados por 4 modelos de análisis estadístico deferentes.

Fuentes de variación	Ensayo 1			Ensayo 2		
	Grados de libertad	Sumas de cuadrados ( $\times 10^{-3}$ )	Cuadrados medios ( $\times 10^{-5}$ )	Grados de libertad	Sumas de cuadrados ( $\times 10^{-3}$ )	Cuadrados medios ( $\times 10^{-5}$ )
<i>(1) Modelo de bloques completos</i>						
Bloques	3	0.2918 <sup>ns</sup>		4	1.9213 <sup>**</sup>	
Procedencias	10	2.3610 <sup>**</sup>		20	3.9558 <sup>**</sup>	
Error	30	2.5595	8.532	80	5.5596	6.950
<i>(2) Modelo tendencia lineal</i>						
Procedencias	10	2.3610 <sup>**</sup>		20	3.9558 <sup>**</sup>	
Fila	1	0.5998 <sup>**</sup>		1	0.5529 <sup>*</sup>	
Columna	1	0.2892 <sup>*</sup>		1	0.0024 <sup>ns</sup>	
Error	31	1.9624	6.330	82	6.9256	8.446
<i>(3) Modelo tendencia cuadrática</i>						
Procedencias	10	2.3610 <sup>**</sup>		20	3.9558 <sup>**</sup>	
Fila Lin.	1	0.5998 <sup>**</sup>		1	0.5334 <sup>**</sup>	
Columna Lin.	1	0.2892 <sup>*</sup>		1	0.0220 <sup>ns</sup>	
Fila Cuad.	1	0.2145 <sup>ns</sup>		1	0.0000 <sup>ns</sup>	
Columna Cuad.	1	0.0010 <sup>ns</sup>		1	1.3704 <sup>**</sup>	
interacción	1	0.0005 <sup>ns</sup>		1	0.2242 <sup>ns</sup>	
Error	28	1.7465	6.237	79	5.3308	6.748
<i>(4) Análisis Papadakis</i>						
Procedencias	10	2.3610 <sup>**</sup>		20	3.4481 <sup>**</sup>	
covariable	1	0.4762 <sup>*</sup>		1	2.2219 <sup>**</sup>	
Error	32	2.3752	7.422	82	5.1584	6.291

ns: no significativo; \*: significativo al 5 %; \*\*: significativo al 1 %; Lin: lineal; Cuad: cuadrático.

**Cuadro 2.** Precisión relativa promedio (PRP), error estándar de la diferencia (EDif), coeficientes de variación (CV%) y de determinación (R<sup>2</sup>%) para cada uno de los modelos de análisis de ajuste espacial *vs* el diseño en bloques. Variable volumen promedio por árbol. Ensayo 1.

Método de ajuste espacial	PRP	Edif ( $10^{-3}$ )	CV%	R <sup>2</sup> %
Diseño en Bloques	-	6.535	24.496	50.89
Tendencia lineal	1.161	5.627	21.078	62.35
Tendencia cuadrática	1.169	5.586	20.922	66.49
Papadakis	1.073	6.093	22.823	54.43

**Cuadro 3.** Precisión relativa promedio (PRP), error estándar de la diferencia (EDif), coeficientes de variación (CV%) y de determinación (R<sup>2</sup>%) para cada uno de los modelos de análisis de ajuste espacial *vs* el diseño en bloques. Variable volumen promedio por árbol. Ensayo 2.

Método de ajuste espacial	PRP	Edif (10 <sup>-3</sup> )	CV%	R <sup>2</sup> %
Diseño en Bloques	-	5.272	23.083	51.39
Tendencia lineal	0.907	5.812	25.448	39.44
Tendencia cuadrática	1.015	5.195	22.746	53.39
Papadakis	0.771	6.846	21.829	52.35

**Cuadro 4.** Medias ajustadas del volumen (m<sup>3</sup>/árbol) por Procedencias, para cada uno de los métodos de ajuste espacial; acompañados por sus rangos. Ensayo 1.

Procedencia codificada	Tendencia cuadrática	Tendencia lineal	Método Papadakis	Modelo Bloques
A	0.04718 (1)	0.04762 (2)	0.04685 (1)	0.04470 (3)
E	0.04683 (2)	0.04767 (1)	0.04569 (2)	0.04669 (1)
D	0.04495 (3)	0.04516 (3)	0.04412 (3)	0.04516 (2)
I	0.04296 (4)	0.04166 (4)	0.04082 (4)	0.04133 (4)
B	0.04205 (5)	0.04122 (5)	0.04048 (5)	0.03992 (5)
K	0.03829 (6)	0.03804 (6)	0.03917 (6)	0.03869 (6)
G	0.03609 (7)	0.03506 (8)	0.03493 (8)	0.03246 (10)
C	0.03524 (8)	0.03607 (7)	0.03765 (7)	0.03737 (7)
Testigo	0.03361 (9)	0.03404 (9)	0.03304 (9)	0.03501 (8)
F	0.03092 (10)	0.03142 (10)	0.03303 (10)	0.03466 (9)
J	0.01702 (11)	0.01727 (11)	0.01914 (11)	0.01921 (11)

**Cuadro 5.** Medias ajustadas del volumen (m<sup>3</sup>/árbol) por Procedencias, para cada uno de los métodos de ajuste espacial; acompañados por sus rangos. Ensayo 2.

Procedencia codificada	Tendencia cuadrática	Tendencia lineal	Método Papadakis	Modelo Bloques
R	0.045736 (1)	0.044908 (1)	0.045705 (2)	0.045220 (1)
RIP	0.045176 (2)	0.044883 (2)	0.046051 (1)	0.044660 (2)
H	0.044136 (3)	0.044262 (3)	0.045564 (3)	0.044040 (3)
U	0.042384 (4)	0.043384 (4)	0.043134 (4)	0.042360 (4)
P	0.040789 (5)	0.040551 (5)	0.039530 (6)	0.041020 (5)
J	0.040689 (6)	0.037403 (8)	0.040373 (5)	0.040640 (6)
D	0.038999 (7)	0.036809 (9)	0.037527 (10)	0.038160 (8)
LL	0.038216 (8)	0.038157 (6)	0.038472 (7)	0.037740 (9)
JAR	0.037406 (9)	0.036740 (11)	0.038096 (8)	0.038380 (7)
COM	0.037300 (10)	0.036743 (10)	0.038008 (9)	0.036740 (11)
W	0.035842 (11)	0.037756 (7)	0.035626 (12)	0.036120 (12)
E	0.035606 (12)	0.034786 (13)	0.037196 (11)	0.037400 (10)
A	0.035172 (13)	0.034786 (13)	0.034779 (13)	0.034920 (14)
K	0.034872 (14)	0.035126 (12)	0.034247 (14)	0.035260 (13)
G	0.034066 (15)	0.034599 (14)	0.031879 (17)	0.033620 (16)
C	0.033466 (16)	0.034460 (15)	0.034019 (15)	0.034460 (15)
F	0.033295 (17)	0.033129 (16)	0.033931 (16)	0.033040 (17)
I	0.031654 (18)	0.031503 (18)	0.030189 (18)	0.031280 (18)
M	0.026864 (19)	0.025617 (19)	0.027069 (20)	0.025840 (20)
B	0.026346 (20)	0.026613 (20)	0.027275 (19)	0.026880 (19)
Z	0.020423 (21)	0.020620 (21)	0.021688 (21)	0.020620 (21)

aquello puede mejorarse sí en el momento de la planificación de los ensayos de campo se diseña con mucho cuidado el agrupamiento de las unidades experimentales cuando se establecen los bloques; es decir, tomando en cuenta la heterogeneidad del terreno sin importar la clásica ubicación en bloques contiguos. El buen comportamiento de los análisis estadísticos que toman en cuenta la variación y dependencia espacial verifica 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.

## AGRADECIMIENTO

Los autores queremos agradecer al Dr. Marcelino Quijada por su gentileza en suministrarnos los resultados parciales de los ensayos procedencias/ fuentes bajo su coordinación.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARTLETT, M. S. 1978. Nearest- neighbour models in the analysis of experiments. *Journal of the Royal Statistics Society*, 40: 147-174.
- BESAG, J. and R. KEMPTON. 1986. Statistical analysis of field experiments using neighbouring plots. *Biometrics*. 42: 231-251.
- BROWNIE, C., D. T., BOWMAN and J. W. BUERTON. 1993. Estimating spatial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. *Agronomy Journal*, 85: 1244-1253.
- CASLER, M. D. 1999. Spatial variation affects precision of perennial cool-season forage grass trials. *Agronomy Journal*, 91: 75 - 81.
- CLARKE, F.R. and R.J. BAKER. 1996. Spatial analysis improves precision of seed lot comparison. *Crop Science*, 36: 1180- 1184.
- CORRELL, R. L. and R. B. ANDERSON. 1983. Removal of intervarietal competition effects in forestry varietal trials. *Silvae Genetica*, 32, 5-6:162-165.
- MAGNASSEN, S. and C. W. YEATMAN. 1987. Adjusting for inter-row competition in a Jack pine provenance trial. *Silvae Genetica*, 36, 5-6:206-214.
- MÉNDEZ, I. 1970. *Study of uniformity trials and six proposals as alternatives to blocking for the design and analysis of field experiments*. Institute of

Statistics mimeo ser. N° 696, North Carolina State University, Raleigh, NC. USA.

- PAPADAKIS, J. S. 1937. Méthode statistique pour des expériences sur champ. *Bull. Inst. Amélior. Plant. Thessalonique* 23.
- PLA, L. 1987. *Metodología para el estudio de cultivos asociados*. Tesis Doctoral. Facultad de Agronomía, U. C. V. Maracay. Venezuela
- SAS, Institute. 1992. *SAS/STAT software: changes and enhancements, release 6.07*. SAS Technical report P-229. SAS Institute; Cary. NC, USA.
- WARREN, J. A. and I. MÉNDEZ. 1982. Methods of estimating background variation in field experiments. *Agronomy Journal*, 74: 1004-1009.
- WILKINSON, G. N.; S. R. ECKERT; T. W. HANCOCK, and O. MAYO. 1983. Nearest neighbour (NN) analysis of field experiments. *Journal of Royal Statistical Society*, 45: 151-211.
- WRIGHT, J. W. 1978. An analysis method to improve statistical efficiency of a randomized complete block design. *Silvae Genetica*, 27, 1: 12-14.

## ANEXO

Comandos SAS utilizados para realizar el análisis del vecino más cercano de Papadakis en el ensayo número 2.

```
Data ensayo2;
input bloque proced$ arbol vol col fila;
cards;
.....
.....
.....
;
proc sort; by fila col; proc glm; class proced;
model vol= proced block;
output out=new r=res;
data izquierd; set new;
col=col +1;
if col <=4;
izquierd=res;
keep izquierd fila col;
data derecha; set new;
col=col-1;
if col >=1;
derecha=res;
keep derecha fila col;
data arriba; set new;
fila=fila-1;
```

```
if fila >=1;
arriba=res;
keep arriba fila col;
data abajo; set new;
fila=fila +1;
if fila <=11;
abajo=res;
keep abajo fila col;
data todo; merge ensayo2 izquierd derecha arriba
abajo;
by fila col;
cov=mean(izquierd, derecha, arriba, abajo);
proc print;
title 'Análisis PAPADAKIS';
proc glm; class proced;
model vol=proced cov;
lsmeans proced/out=papad;
run;
```