

Comparison of mixed and fixed effects in the analysis of a split plot design in an experiment with Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* cv. Mombaza)

Comparación de modelos de efectos fijos y mixtos en el análisis de un diseño de parcelas divididas en un experimento con Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* vc. Mombaza).

Magaly Herrera¹, Yolaine Medina¹, Walkiria Guerra², Lucía Sarduy¹, Yoleisy García Hernández¹, Verena Torres¹ and L.M. Fraga¹

¹Instituto de Ciencia Animal, Apartado Postal 24, San José de las Lajas, Mayabeque, Cuba

²Universidad Agraria de La Habana (UNAH) "Fructuoso Rodríguez Pérez" Carretera Tapaste y Autopista Nacional Km 23 1/2. San José de Las Lajas, Mayabeque, Cuba, CP 32700, Apartado Postal 18-19

Email: mvillafranca@ica.co.cu

Models of fixed and mixed effects were compared in the analysis of a split plot design in an experiment with Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* cv. Mombaza), to know the effectiveness of the mixed model as an analysis alternative. The experiment was carried out with a split plot design, considering the harvest months of Guinea Mombaza as the main plot and one control and two levels of nitrogen fertilization (0, 50 and 75 %) as subplots. Variance-covariance structures tested were Toeplitz, variance component, compound symmetry, Firts order autoregressive and unstructured variance structure in the mixed model. For a better data fit, Akaike, corrected Akaike and Bayesian information criteria were taken into account, and the lowest value was considered. Variance-covariance structures with the best fit were Toeplitz, component of variance, and unstructured. Probability values of interaction of the main effects were similar for both models, as well as the mean square of the error and standard errors of mean differences. Selection criteria, which were properly fitted to analyzed variables, allowed to know the variance-covariance structure. Mixed model provided standard errors of appropriate mean differences, so it is proposed as an analysis alternative. The use of the mixed model avoids calculation of standard errors based on the formula established for this purpose.

Key words: *variance-covariance, information criteria, random effect, PROC MIXED*

Split plot experiments are commonly used in agricultural sciences. However, in the analysis of their results, statistical models of fixed effects are generally used, when mixed models should be analyzed (Segura-Correa *et al.*, 2008).

The use of fixed effect models, related to split plot design in its analysis procedure, has appropriate results. However, its application is complex because it is necessary to develop calculation routines that include fixed and random effects of the model, in order to eliminate inconveniences such as the existence of heterogeneous variances between treatments and the correlation between means of the same plot.

The use of mixed models allows the analysis of data with dependency structures, unbalanced and with a lack of normality and homogeneity of variance of the error among treatments (Balzarini *et al.*, 2004, Carrero

Se compararon los modelos de efectos fijos y mixtos en el análisis de un diseño de parcelas divididas en un experimento con Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* vc. Mombaza) para conocer la efectividad del modelo mixto como alternativa de análisis. El experimento se realizó con un diseño de parcelas divididas. Se consideró como parcela principal los meses de cosecha de la Guinea Mombaza y como subparcelas, un control y dos niveles de fertilización nitrogenada (0, 50 y 75 %). Se probaron las estructuras de varianza-covarianza Toeplitz, componente de varianza, simetría compuesta, autoregresiva de orden 1 y no estructurada en el modelo mixto. Para un mejor ajuste a los datos, se tuvieron en cuenta los criterios de información Akaike, Akaike corregido y Bayesiano, y se consideró el valor más pequeño. Las estructuras de varianza-covarianza de mejores ajustes fueron la Toeplitz, componente de varianza y no estructurada. Los valores de probabilidad de la interacción de los efectos principales para ambos modelos fueron similares, así como el cuadrado medio del error y los errores estándar de las diferencias de medias. Los criterios de selección, que se ajustaron adecuadamente a las variables analizadas, permitieron conocer la estructura de varianza-covarianza. El modelo mixto proporcionó errores estándar de las diferencias de medias adecuados, por lo que se propone como alternativa de análisis. Con la utilización del modelo mixto se evita el cálculo de los errores estándar a partir de la fórmula establecida para este fin.

Palabras clave: *estructuras de varianza-covarianza, criterios de información, efecto aleatorio, PROC MIXED*

Los experimentos de parcelas divididas se utilizan comúnmente en las ciencias agropecuarias. Sin embargo, en el análisis de sus resultados se utilizan generalmente modelos estadísticos de efectos fijos, cuando se deberían analizar modelos mixtos (Segura-Correa *et al.* 2008).

El uso de los modelos de efectos fijos, relacionados con un diseño de parcelas divididas en su procedimiento de análisis, produce resultados apropiados. Sin embargo, su aplicación resulta compleja, pues es necesario desarrollar rutinas de cálculo, que incluyan los efectos fijos y aleatorios del modelo, de manera que se eliminen inconvenientes como la existencia de varianzas heterogéneas entre tratamientos y la correlación entre medias de la misma parcela.

La utilización de modelos mixtos posibilita el análisis de datos con estructuras de dependencia, desbalanceados y con falta de normalidad y homogeneidad de varianza

et al. 2008 and Gómez *et al.* 2012). In addition, these models allow us to model the response of an experimental or observational study as a function of factors or covariables, which effects can be considered as fixed constants or random variables (Arnau and Bono 2008, Castellano and Blanco-Villaseñor 2014 and Seaone 2014).

Vargas (2009) and Arnau *et al.* (2012) report that the mixed linear model allows modeling the structure of covariance matrix and its differences among groups, depending on data description. From this approach, the structure of the most suitable covariance matrix is previously selected by statistical criteria such as Akaike (AIC) and Bayesian (BIC).

For the mentioned reasons, the use of mixed model for the processing of plotted experiment according to the design of split plots could be an alternative for analysis, since it allows to obtain adequate estimates, when the interaction of the block and the factor on the main plot is considered within the model as a random effect.

The objective of this study was to compare the use of fixed and mixed effects models in the analysis of a split plot design in an experiment with Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* cv. Mombaza).

Materials and Methods

To develop this research, the used data came from an experiment establishment of the Guinea Mombaza, belonging to the Department of Pastures and Forages of the Institute of Animal Science from the Republic of Cuba. This experiment was carried out according to a design of split plots with four blocks, related to the soil gradient. As main plot, the months of harvest (July, August and September) were considered, and as subplots, one control and two levels of nitrogen fertilization 0, 50 and 75% (N0, N1 and N2). For the establishment of this cultivar, plant height (cm) and percent of dry matter were measured.

Statistical design. In the first statistical analysis of data, the general linear model of fixed effects was used, related to the design of split plots. The statistical package Infostat (Balzarini *et al.* 2012) was used. For the analysis, the model described below was taken into account:

$$Y_{ijk} = \mu + PP_i + \text{block}_k + \delta_{ik} + SP_j + (PP*SP)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

where:

Y_{ijk} = response variables (height and % dry matter) associated to the main plot, block and sub-plot

μ = general mean of observations

PP_i = effect of the i-th months (main plot) $i = (1 \dots 3)$

Block_k : effect of the k-th soil gradient (block) $k = (1 \dots 4)$

δ_{ik} = random error of the interaction months*soil gradient, with mean and σ^2

SP_j = effect of the j-th fertilization level (sub-plot) $j = (1 \dots 3)$

$(PP*SP)_{ij}$ = effect of the interaction i-th months and

del error entre tratamientos (Balzarini *et al.* 2004, Carrero *et al.* 2008 y Gómez *et al.* 2012). Además, estos modelos permiten modelar la respuesta de un estudio experimental u observacional como función de factores o covariables, cuyos efectos se pueden considerar como constantes fijas o variables aleatorias (Arnau y Bono 2008, Castellano y Blanco-Villaseñor 2014 y Seaone 2014).

Vargas (2009) y Arnau *et al.* (2012) refieren que el modelo lineal mixto permite modelar la estructura de la matriz de covarianzas y sus diferencias entre los grupos, en función de la descripción de los datos. Desde este enfoque, la estructura de la matriz de covarianza más adecuada se selecciona previamente mediante los criterios estadísticos como el Akaike (AIC) y el Bayesiano (BIC).

Por las razones referidas, el empleo del modelo mixto para el procesamiento de experimento trazado según diseño de parcelas divididas podría ser una alternativa de análisis, pues permite obtener estimaciones adecuadas, cuando se considera dentro del modelo como efecto aleatorio la interacción del bloque y el factor que está en la parcela principal.

Este estudio tuvo como objetivo comparar el empleo de modelos de efectos fijos y mixtos en el análisis de un diseño de parcelas divididas en un experimento con Guinea Mombaza (*Megathyrus maximus* vc. Mombaza).

Materiales y Métodos

Para desarrollar esta investigación se utilizaron los datos de un experimento de establecimiento de la Guinea Mombaza, perteneciente al Departamento de Pastos y Forrajes del Instituto de Ciencia Animal de la República de Cuba. Este experimento se realizó según un diseño de parcelas divididas con cuatro bloques, relacionados con el gradiente del suelo. Como parcela principal se consideraron los meses de cosecha (julio, agosto y septiembre), y como subparcelas un control y dos niveles de fertilización nitrogenada 0, 50 y 75 % (N0, N1 y N2). Para el establecimiento de este cultivar se midió la altura de la planta (cm) y el por ciento de materia seca.

Diseño estadístico. En el primer análisis estadístico de los datos se empleó el modelo lineal general de efectos fijos, relacionado con el diseño de parcelas divididas. Se utilizó el paquete estadístico Infostat (Balzarini *et al.* 2012). Para el análisis se tuvo en cuenta el modelo que se describe a continuación:

$$Y_{ijk} = \mu + PP_i + \text{bloque}_k + \delta_{ik} + SP_j + (PP*SP)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

donde:

Y_{ijk} = variables respuesta (altura y % materia seca) asociadas a la parcela principal, al bloque y la subparcela

μ = media general de las observaciones

PP_i = efecto del i-ésimo meses (parcela principal) $i = (1 \dots 3)$

Bloque_k : efecto del k-ésimo gradiente del suelo (bloque) $k = (1 \dots 4)$

δ_{ik} = error aleatorio de la interacción meses*gradiente del suelo, con media cero y σ^2

SP_j = efecto del j-ésimo nivel de fertilización (sub-

the j -th fertilization levels

ε_{ijk} = error of split plot with mean 0 and variance σ_2

In the model, the months of harvest, block, control and levels of fertilization and the interaction months*fertilization levels were considered as fixed effects and the interaction levels of the main plot*block as random effect. For the analysis of mixed linear model, the statistical package SAS Institute Inc. (2013), version 9.3, was used, with the help of PROC MIXED.

Toeplitz (Toep) variance-covariance structures, variance component (VC), compound symmetry (CS), First order autoregressive [AR(1)] and unstructured covariance structure (UN) in the mixed linear model were tested. For selecting the model with the covariance matrix of best fit to data, the information criteria [Akaike (AIC), corrected Akaike (AICC) and Bayesian (BIC)] were used, for which the lowest value was considered.

Means in both processes were compared using the Tukey-Kramer fixed range test (Kramer 1956).

To verify the calculation of standard errors of mean differences, the formula proposed by Cochran and Cox (1999) was used.

Results and Discussion

Table 1 presents the results for the procedures related to general and mixed linear models, corresponding to a design of split plots. When the mixed model was used, the best fitting structures, from the information criteria AIC, AICC and BIC, were Toep, VC and UN, which showed the lowest values.

Abreu *et al.* (2016) stated that the AIC criterion combines the theory of maximum likelihood, theoretical information and the measure of uncertainty existing before a set of information. This criterion takes into account changes in the goodness of fit and differences in the number of parameters among models. BIC

parcela) $j=(1...3)$

$(PP*SP)_{ij}$ = efecto de la interacción i -ésimo meses y el j -ésimo niveles de fertilización

ε_{ijk} = error de la parcela dividida con media 0 y varianza σ_2

En el modelo se consideraron los meses de cosecha, el bloque, el control y los niveles de fertilización y la interacción meses*niveles de fertilización como efectos fijos y la interacción niveles de la parcela principal*bloque como efecto aleatorio. Para el análisis del modelo lineal mixto se usó el paquete estadístico SAS Institute Inc. (2013), versión 9.3, con ayuda del PROC MIXED.

Se probaron las estructuras de varianza-covarianza Toeplitz (Toep), componente de varianza (VC), simetría compuesta (CS), autoregresiva de orden 1 (AR[1]) y no estructurada (UN) en el modelo lineal mixto. Para seleccionar el modelo con la matriz de covarianza de mejor ajuste a los datos, se emplearon los criterios de información [Akaike (AIC), Akaike corregido (AICC) y Bayesiano (BIC)], para lo que se consideró el valor más pequeño.

Las medias en ambos procesamientos se compararon mediante de la dócima de rango fijo Tukey-Kramer (Kramer 1956).

Para verificar el cálculo de los errores estándar de las diferencias de media, se utilizó la fórmula propuesta por Cochran y Cox (1999).

Resultados y Discusión

En la tabla 1 se presentan los resultados para los procedimientos relacionados con los modelos lineal general y mixto, correspondientes a un diseño de parcelas divididas. Cuando se utilizó el modelo mixto, las estructuras de mejor ajuste a partir de los criterios de información AIC, AICC y BIC fueron Toep, VC y UN, que mostraron los valores más pequeños.

Abreu *et al.* (2016) plantearon que el criterio AIC combina la teoría de máxima verosimilitud, información

Table 1. Information criteria of covariance structures for analyzed models

| Variables | Statistical models | Covariance structure | Information criteria | | |
|-----------|--------------------------------|----------------------|----------------------|-------|-------|
| | | | AIC | AICC | BIC |
| Height | General linear | - | - | - | - |
| | Random mixed linear (block*PP) | Toep | . | 144,7 | 145.1 |
| | | VC | 144.1 | 144.7 | 145.1 |
| | | UN | 144.1 | 144.7 | 145.1 |
| | | AR(1) | 146.1 | 147.3 | 147.5 |
| | | CS | 146.1 | 147.3 | 147.5 |
| DM % | General linear | - | - | - | - |
| | Random mixed linear (block*PP) | Toep | 111.0 | 112.0 | 109.1 |
| | | VC | 111.0 | 112.0 | 109.1 |
| | | UN | 111.0 | 112.0 | 109.1 |
| | | AR(1) | 126.1 | 127.2 | 125.3 |
| | | CS | 126.1 | 127.2 | 125.3 |

AIC = Akaike information criteria

AICC = Corrected Akaike information criteria

BIC = Bayesian information criteria

criterion is calculated for the different models, as a function of the goodness of fit of the logarithmic link, the number of adjusted parameters and total number of data. The best models are those with the lowest value of AIC and BIC.

Mixed linear models have some advantages. Arnau *et al.* (2012) report that they allow modeling the structure of covariance matrix of errors, once random factors are introduced. They are useful when the assumptions of independence and constant variance of errors are disregarded, in addition to assuming the covariance structure that best describes the data.

Although the results of the covariance structures were better in the models in which the block was considered as a fixed effect and the interaction block*main plot levels as random, it cannot be considered as the most appropriate. It is also necessary to evaluate the results of standard errors of means differences, in order to obtain the appropriate precision in model parameters.

According to Arnau-Gras (2007), Bono *et al.* (2010) and Guillamet *et al.* (2016), through the methodology of mixed model the researcher can model or specify covariance structure and increase the possibility of analyzing data of repeated measures, by providing valid standard errors and efficient statistical tests.

Table 2 shows the results of the mean square of the error and the type I error probability values for variables height and percent of dry matter. It was found that, for both models, the results of the interaction of the main effects (months and fertilization) did not vary. However, for the variable plant height, the interaction was not significant. This implies that there is no important relationship between months and fertilization, so the

teórica y la medida de incertidumbre existente ante un conjunto de información. Este criterio tiene en cuenta los cambios en la bondad de ajuste y las diferencias en el número de parámetros entre los modelos. El criterio BIC se calcula para los diferentes modelos, como una función de la bondad de ajuste del enlace logarítmico, el número de parámetros ajustados y el número total de datos. Los mejores modelos son los que presentan el menor valor de AIC y BIC.

Los modelos lineales mixtos poseen algunas ventajas. Arnau *et al.* (2012) refieren que permiten modelar la estructura de la matriz de covarianza de los errores, una vez que se introducen factores aleatorios. Resultan de utilidad cuando se violan los supuestos de independencia y varianza constante de los errores, además asume la estructura de covarianza que mejor describa los datos.

A pesar de que los resultados de las estructuras de covarianza fueron mejores en los modelos en los que se consideró el bloque como efecto fijo y la interacción bloque*niveles de la parcela principal como aleatorio, no se puede plantear que sea el más adecuado. Es necesario valorar también los resultados de los errores estándar de las diferencias de medias, con el objetivo de obtener la precisión apropiada en los parámetros del modelo.

Según Arnau-Gras (2007), Bono *et al.* (2010) y Guillamet *et al.* (2016), mediante la metodología del modelo mixto el investigador puede modelar o especificar la estructura de covarianza y aumentar la posibilidad de analizar los datos de medidas repetidas, al proporcionar errores estándar válidos y pruebas estadísticas eficientes.

En la tabla 2 se presentan los resultados del cuadrado medio del error y de los valores de probabilidad de error tipo I para las variables altura y por ciento de materia seca. Se encontró que para ambos modelos no variaron los resultados de la interacción de los efectos principales

Table 2. Results of values of mean square of the error and probability for split plot design and mixed model

| Variables | Statistical models | MSe | Probability values | | |
|-----------|--------------------|--------|--------------------|--------|--------|
| | | | (PP) | (SP) | PP*SP |
| Height | General linear | 8.9693 | 0.0001 | 0.0172 | 0.3961 |
| | Mixed linear | 8.9693 | 0.0001 | 0.0172 | 0.3961 |
| DM, % | General linear | 1.4444 | 0.0037 | 0.0009 | 0.0007 |
| | Mixed linear | 1.4444 | 0.0711 | 0.0009 | 0.0007 |

MSe: mean square of the error
 PP: main plot (months)
 SP: subplot (fertilization levels)

analysis must be carried out independently for each factor.

Another advantage that shows the use of the mixed linear model is to obtain directly and adequately the F statistic for the effect of main plot, when the interaction between the main plot and the subplot is not significant. This is not the case when the general linear model is used, because it is necessary to adjust

(meses y fertilización). Sin embargo, para la variable altura de la planta la interacción fue no significativa. Esto implica que no existe relación importante entre los meses y la fertilización, por lo que se debe realizar el análisis de forma independiente para cada factor.

Otra de las ventajas que muestra el empleo del modelo lineal mixto es obtener directamente y de manera adecuada el estadístico F para el efecto de la parcela

this statistic to better estimate significance levels of this effect.

Table 3 shows the results of the means of main effects of height variable for general and mixed linear models. In the analysis, it was observed that means, as their differences, showed similar results. This corresponds

principal, cuando la interacción entre la parcela principal y la subparcela no es significativo. No resulta así cuando se utiliza el modelo lineal general, pues se hace necesario realizar ajuste de este estadístico para estimar mejor los niveles de significación de dicho efecto.

En la tabla 3 se presentan los resultados de las medias

Table 3. Results of analyzed models when interaction is not significant

| Variable | Statistical models | Effects | Means of effects | | | SEMD (\pm) | |
|----------|--------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------|
| Height | General linear | PP | July | August | September | 1.4030 (1) | |
| | | | 93.87 ^a | 129.08 ^b | 163.75 ^c | | |
| | Mixed linear | SP | N0 | N1 | N2 | 1.2227(2) | |
| | | | 128.95 ^{ab} | 130.83 ^b | 126.92 ^a | | |
| | | PP | PP | July | August | September | 1.4030 (1) |
| | | | | 93.87 ^a | 129.08 ^b | 163.75 ^c | |
| SP | SP | N0 | N1 | N2 | 1.2227 (2) | | |
| | | 128.95 ^{ab} | 130.83 ^b | 126.92 ^a | | | |

^{abc} Means with different letters indicate significant differences at $P < 0.05$, Tukey-Kramer (Kramer 1956)
SEMD: standard error of mean differences

with the analysis of data from balanced experiments, which results do not vary.

Standard errors of mean differences for both models had similar results (table 3). According to Kaps and Lamberson (2004), the mixed model calculates appropriate standard errors of mean differences of square minimal. Segura-Correa *et al.* (2008) conducted an analysis of this type, in which structures with the best fit to their data were components of variance and compound symmetry. However, these results do not coincide with those obtained by these authors.

Table 4 shows the results of the dry matter percent variable. Interaction main plot/sub-plot was significant in both analyzes. Standard errors of mean differences were similar.

The application of mixed models, for the case of split plot designs, allowed to obtain adequate estimates of standard errors of mean differences from the variance-covariance structure of better fit to the

de los efectos principales de la variable altura para los modelos lineal general y mixto. En el análisis se observó que las medias como sus diferencias mostraron resultados similares. Esto se corresponde con el análisis de datos de experimentos balanceados, cuyos resultados no varían.

Los errores estándar de las diferencias de medias para ambos modelos tuvieron resultados similares (tabla 3). Según Kaps y Lamberson (2004), el modelo mixto calcula los errores estándar apropiados para las medias diferencias de mínimos cuadráticas. Segura-Correa *et al.* (2008) realizaron un análisis de este tipo, en el que las estructuras de mejor ajuste a sus datos fueron componentes de la varianza y simetría compuesta. Sin embargo, estos resultados no coinciden con los obtenidos por estos autores.

En la tabla 4 se muestran los resultados de la variable por ciento de materia seca. La interacción parcela principal/sub-parcela fue significativa en ambos análisis. Los errores estándar de las diferencias de medias fueron similares.

La aplicación de los modelos mixtos, para el caso de los diseños de parcelas divididas, permitió obtener

Table 4. Results of analyzed models when interaction is significant

| Variable | Statistical models | Fertilization | Months | | | SEMD (\pm) |
|----------|--------------------|---------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------|
| | | | July | August | September | |
| DM,% | general linear | No | 22.25 ^{ab} | 24.25 ^{bc} | 24.00 ^b | 0.8498 (1) |
| | | N1 | 22.00 ^{ab} | 24.25 ^{bc} | 27.00 ^c | 0.9598 (2) |
| | | N2 | 22.50 ^{ab} | 23.00 ^{ab} | 21.00 ^a | |
| | mixed linear | No | 22.25 ^{ab} | 24.25 ^{bc} | 24.00 ^b | 0.8498 (1) |
| | | N1 | 22.00 ^{ab} | 24.25 ^{bc} | 27.00 ^c | 0.9598 (2) |
| | | N2 | 22.50 ^{ab} | 23.00 ^{ab} | 21.00 ^a | |

^{abc} Means with different letters indicate significant differences at $P < 0.05$, Tukey-Kramer (Kramer 1956)
SEMD: standard error of mean differences

(1) SE of the difference of at the same level of fertilization and at the same level of months

(2) SE of the difference of at the same level of months or different levels of fertilization

data, which results from a valid and useful analysis for this type of design. According to Gómez *et al.* (2012), these models allow to model the response of an experimental or observational study as a function of factors or covariates, which effects may be considered as fixed or random constants.

With this model, it is not necessary to perform manual calculation of standard errors of differences between means, due to its inclusion in the output of the results when using the general linear model.

To verify the calculation for the SEMD of the output of the general linear model and PROC MIXED, when

estimaciones adecuadas de los errores estándar de las diferencias de medias a partir de la estructura de varianza-covarianza de mejor ajuste a los datos, lo que resulta de un análisis válido y útil para este tipo de diseño. Según Gómez *et al.* (2012), estos modelos permiten modelar la respuesta de un estudio experimental u observacional como función de factores o covariables, cuyos efectos se pueden considerar como constantes fijas o aleatorias.

Con este modelo no es necesario realizar el cálculo manual de los errores estándar de las diferencias entre medias, debido a su inclusión en la salida de los resultados al utilizar el modelo lineal general.

Table 5. Formula for calculating standard errors when interaction is not significant for models of mixed and fixed effects

| Statistical models | Formula |
|------------------------------------|---|
| General linear (Split plot design) | $SEMD_{SP} = \sqrt{\frac{2Mseb}{block * PP}}$ |
| Mixed linear | $SEMD_{PP} = \sqrt{\frac{2Msea}{block * SP}}$ |

PP: levels of main plot SP: levels of subplot Block: levels of block

the interaction of main effects is not significant, the formulations shown in table 5 were used.

To calculate MSea (PP*block) that is referred to in the table, it is necessary to apply the following formula:

$$MSea = SP * CMea * (\text{from the estimation of covariance parameter}) + MSeb$$

Para verificar el cálculo para los EEDM de la salida del modelo lineal general y PROC MIXED, cuando la interacción de los efectos principales es no significativa, se emplearon las formulaciones que se muestran en la tabla 5.

Para calcular el CMea (PP*bloque) que se refiere en la tabla, es necesario aplicar la siguiente fórmula:

$$Cmea = SP * CMea * (\text{de la estimación del parámetro$$

Table 6. Formula for the calculation of standard errors when the interaction is significant, for the models of fixed and mixed effects.

| Statistical models | Formula |
|------------------------------------|---|
| General linear (split plot design) | $SEMD_{SP} \text{ at the same level of PP} = \sqrt{\frac{2MSeb}{block}}$ |
| Mixed linear | $SEMD_{PP} \text{ at the same level of SP} = \sqrt{\frac{2[(SP-1) * CMSeb + MSea]}{block * level of SP}}$ |

PP: levels of main plot
SP: levels of subplot
Block: levels of block

Table 6 shows calculations for the SEMD of the output of the general linear model and PROC MIXED, when the interaction is significant.

It is concluded that the information criteria allowed to know variance-covariance structure that was appropriately adjusted to data of the analyzed variables. The main effects showed similar results, in terms of probability values in both models. The use of the mixed linear model provides proper standard errors of mean differences, so it is proposed as an analysis alternative for this type of experimental design.

de covarianza) + CMeb

En la tabla 6 se muestran los cálculos para los EEDM de la salida del modelo lineal general y PROC MIXED, cuando la interacción es significativa.

Se concluye que los criterios de información permitieron conocer la estructura de varianza-covarianza que se ajustó adecuadamente a los datos de las variables analizadas. Los efectos principales mostraron resultados similares, en cuanto a los valores de probabilidad en ambos modelos. El empleo del modelo lineal mixto proporciona errores estándar de las diferencias de medias apropiados, por lo que se propone como alternativa de análisis para este tipo de diseño experimental.

References

- Abreu, L. A., Abreu, G. J. R. & Iglesias, N. I. 2016. "Interfaz gráfica en Matlab para el cálculo de criterios de bondad de ajuste". *Revista Ingeniería, Matemáticas y Ciencias de la Información*, 3(5): 13–21, ISSN: 2357-3716, Available: <<http://ojs.urepublicana.edu.co/index.php/ingenieria/article/view/276>>, [Consulted: December 13, 2017].
- Arnau, J., Bendayan, R., Blanca, M. J. & Bono, R. 2012. "Efecto de la violación de la normalidad y esfericidad en el modelo lineal mixto en diseños split-plot". *Psicothema*, 24(3): 449–454, ISSN: 0214-9915, Available: <<http://www.redalyc.org/resumen.oa?id=72723439018>>, [Consulted: December 15, 2017].
- Arnau, J. & Bono, R. 2008. "Estudios longitudinales de medidas repetidas: Modelos de diseño y análisis". *Escritos de Psicología*, 2(1): 32–41, ISSN: 1989-3809, Available: <http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1989-38092008000300005&lng=es&nrm=iso&tlng=es>, [Consulted: December 15, 2017].
- Arnau-Gras, J. 2007. "Estudios longitudinales de medidas repetidas. Modelos de diseño y de análisis". *Avances en Medición*, 5: 9–26, ISSN: 1692-0023.
- Balzarini, M. G., Casanoves, F., Di Rienzo, J. A., González, L. & Robledo, C. W. 2012. *InfoStat*. version 2012, [Windows], Córdoba, Argentina: Grupo InfoStat, Available: <<http://www.infostat.com.ar/>>.
- Balzarini, M., Macchiavelli, R. & Casanoves, F. 2004. "Aplicaciones de modelos mixtos en agricultura y forestería". In: *Curso Internacional de Aplicaciones de Modelos Mixtos en Agricultura y Forestería*, Turrialba, Costa Rica: CATIE, p. 189, Available: <academic.uprm.edu/rmacchia/agro6998/ModMixtosAgricForest.pdf>, [Consulted: December 15, 2017].
- Bono, R., Arnau, J. & Vallejo, G. 2010. "Modelización de diseños split-plot y estructuras de covarianza no estacionarias: un estudio de simulación". *Escritos de Psicología*, 3(3): 1–7, ISSN: 1989-3809, Available: <http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1989-38092010000200001&lng=es&nrm=iso&tlng=en>, [Consulted: December 15, 2017].
- Carrero, O., Jerez, M., Macchiavelli, R., Orlandoni, G. & Stock, J. 2008. "Ajuste de curvas de índice de sitio mediante modelos mixtos para plantaciones de *Eucalyptus urophylla* en Venezuela". *Interciencia*, 33(4): 265–272, ISSN: 0378-1844, Available: <<http://www.redalyc.org/resumen.oa?id=33933406>>, [Consulted: December 15, 2017].
- Castellano, J. & Blanco-Villaseñor, A. 2014. "Analysis of the variability of the movement of elite soccer players during a competitive season of a generalized linear mixed model". *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 15(1): 161–168, ISSN: 1578-8423.
- Cochran, W. & Cox, G. 1999. *Diseños experimentales*. 2nd ed., México: F. Trillas, S.A., 75 p.
- Gómez, S., Torres, V., García, Y. & Navarro, J. A. 2012. "Statistical procedures most used in the analysis of measures repeated in time in the agricultural sector". *Cuban Journal of Agricultural Science*, 46(1): 1–7, ISSN: 2079-3480, Available: <<http://www.cjasience.com/index.php/CJAS/article/view/74>>, [Consulted: December 15, 2017].
- Guillamet, C., Rapelli, C. & García, M. del C. E. 2016. "Uso del variograma para la selección de modelos de co-variancia en los modelos mixtos". In: *XXI Jornadas 'Investigaciones en la Facultad' de Ciencias Económicas y Estadística 'FCEyE 2016'*, Argentina: Universidad Nacional de Rosario, Available: <<http://hdl.handle.net/2133/7608>>, [Consulted: December 16, 2017].
- Kaps, M. & Lamberson, W. 2004. *Biostatistics for Animal Science*. CAB International, 347 p., ISBN: 0-85199-820-8.
- Kramer, C. Y. 1956. "Extension of Multiple Range Tests to Group Means with Unequal Numbers of Replications". *Biometrics*, 12(3): 307–310, ISSN: 0006-341X, DOI: 10.2307/3001469, Available: <<http://www.jstor.org/stable/3001469>>, [Consulted: December 15, 2017].
- SAS Institute Inc. 2013. *Statistical Analysis Software SAS/STAT®*. version 9.1.3, Cary, N.C., USA, Available: <http://www.sas.com/en_us/software/analytics/stat.html#>.
- Seaone, J. 2014. "¿Modelos mixtos (lineales)? Una introducción para el usuario temeroso". *Etología*, 24: 15–37, ISSN: 2175-3636, 1517-2805.
- Segura-Correa, J. C., Armendáriz, I. & Santos, R. 2008. "Comparison of fixed and mixed models for the analysis of random block designs with split plot fit". *Cuban Journal of Agricultural Science*, 42(1): 13–17, ISSN: 2079-3480.
- Vargas, A. 2009. "Modelos Lineales Mixtos con estructura de correlación en el Análisis de Datos Longitudinales. Un caso aplicado". *Anales Científicos*, 70(3): 15–24, ISSN: 2519-7398, DOI: 10.21704/ac.v70i3.516, Available: <<http://revistas.lamolina.edu.pe/index.php/acu/article/view/516>>, [Consulted: December 16, 2017].

Received: February 20, 2017