

COMPARACIÓN DE DOS MODELOS PARA LA ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS Y VALORES GENÉTICOS DEL PESO EN GANADO CEBÚ

COMPARISON OF TWO MODELS FOR THE ESTIMATION OF PARAMETERS AND GENETIC VALUES OF WEIGHT IN ZEBU CATTLE

J. Luis Espinoza-Villavicencio¹, Alejandro Palacios-Espinosa¹, Danilo Guerra-Iglesias²,
Dianelys González-Peña², Ricardo Ortega-Pérez¹ y Felipe Rodríguez-Almeida³

¹Universidad Autónoma de Baja California Sur. Carretera al Sur. Km 5.5. 23080, La Paz, Baja California Sur. México (jlvilla@uabcs.mx). ²Centro de Investigaciones para el Mejoramiento Animal. Carretera Central. Km 21.5. Cotorro, C. La Habana, Cuba. ³Universidad Autónoma de Chihuahua, Chihuahua, México.

RESUMEN

El peso al destete y el peso final son dos rasgos de interés en el ganado bovino para carne en Cuba, por lo que es relevante encontrar herramientas para hacer más eficientes los programas de selección. El objetivo de este estudio fue comparar dos modelos genéticos para la estimación de componentes de varianza, heredabilidad y la diferencia esperada en la progenie (DEP) para el peso al destete a los siete meses (PD7) y peso final a los 18 meses de edad (PF18). Se contrastaron los resultados de un modelo univariado (MU) para estas dos características, con los de un modelo bivariado (MB), usando 59 965 registros de PD7 y 7671 de PF18 de bovinos Cebú de Cuba. La información se analizó con el programa REMLF90 de Misztal. Los componentes de varianza estimados por MU y MB para PD7 fueron similares y no modificaron la magnitud de la heredabilidad estimada de los efectos directos (h_d^2 ; 0.05 vs 0.06). Lo mismo sucedió con la heredabilidad estimada de los efectos maternos (h_m^2 ; 0.06 vs 0.05). Para PF18, los componentes de varianza y la h_d^2 presentaron cambios importantes. La h_d^2 fue mayor con MB (0.25) que con MU (0.19). La correlación genética entre el efecto directo y el materno para PD7 fue -0.36 en MU y -0.07 en MB. Las diferencias entre los mejores y peores toros en las DEP para PD7 fueron parecidas para los efectos directos y maternos cuando se usaron los dos tipos de análisis. Para PF18 la diferencia de la DEP entre el peor y el mejor toro fue 31.8 kg con MU y 38.8 kg con MB. El uso de un modelo animal bivariado permite aumentar la mejora genética de PF18, comparado con un modelo que incluya cada carácter independientemente.

Palabras clave: Ganado cebú, parámetros genéticos, peso al destete, peso final, valores genéticos.

INTRODUCCIÓN

Muchas características de interés en la producción pecuaria son afectadas por efectos maternos. Para tales rasgos, Dickerson (1947)

Recibido: Enero, 2007. Aprobado: Octubre, 2007.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 42: 29-36. 2008.

ABSTRACT

Weaning weight and final weight are two traits of interest in beef cattle in Cuba; therefore, it is important to find tools for making selection programs more efficient. The objective of the present study was to compare two genetic models for the estimation of variance components, heritability and the expected difference in progeny (EDP) for weaning weight at seven months (WW7) and final weight at 18 months of age (FW18). Results of a univariate model (UM) were contrasted for these two characteristics against those of a bivariate model (BM), using 59 965 records of WW7 and 7671 of FW 18 of Zebu cattle in Cuba. The information was analyzed with the program REMLF90 of Misztal. The variance components estimated by UM and BM for WW7 were similar and did not modify the magnitude of the estimated heritability of the direct effects (h_d^2 ; 0.05 vs 0.06). The same occurred with the estimated heritability of the maternal effects (h_m^2 ; 0.06 vs 0.05). For FW18, the variance components and the h_d^2 presented important changes. The h_d^2 was higher with BM (0.25) than with UM (0.19). The genetic correlation between the direct effect and the maternal effect for WW7 was -0.36 in UM and -0.07 in BM. The differences between the best and the worst bulls in the EDP for WW7 were similar for the direct and maternal effects when both types of analyses were used. For FW18 the difference of the EDP between the worst and the best bull was 31.8 kg with UM and 38.8 kg with BM. The use of a bivariate animal model makes it possible to increase the genetic improvement of FW18, with respect to a model that includes each trait independently.

Key words: Zebu cattle, genetic parameters, weaning weight, final weight, genetic values.

INTRODUCTION

Many characteristics of interest in animal production are affected by maternal effects. For these features, Dickerson (1947) presented a general quantitative genetic model in which

presentó un modelo genético cuantitativo general en el que una característica es la suma de un efecto directo debido al individuo en que se mide el fenotipo y un efecto materno debido a su madre. Este modelo se usa comúnmente en el mejoramiento genético de animales (Bijma, 2006).

El peso al destete y el peso final son dos características importantes en el mejoramiento genético del ganado vacuno de carne. Sin embargo, el peso al destete es un rasgo influido por los efectos maternos; por tanto, para alcanzar un progreso genético se debe tener en cuenta los componentes genéticos directos y maternos, especialmente si hay una relación genética antagónica entre ellos (Baker, 1980). Cuando los efectos maternos son significativos y no se consideran para estimar parámetros genéticos, la estimación puede estar sesgada reduciendo la eficiencia de la selección (Azadi-Fozi *et al.*, 2005).

En Cuba el destete del ganado Cebú se hace a los siete meses de edad y se selecciona aproximadamente 25% de los terneros machos para las pruebas de comportamiento hasta los 18 meses de edad, las cuales se realizan en sistemas de producción extensivos basadas en pastos y sales minerales. Esta selección puede disminuir la variabilidad en el peso a los 18 meses debido a que los análisis que se hacen están basados en un solo rasgo y, por tanto, se supone una correlación genética de cero entre el peso a los 7 y 18 meses de edad. Sin embargo, Thompson y Meyer (1986) plantean que cuando los datos provienen de poblaciones donde ha habido selección de caracteres correlacionados genéticamente, los análisis univariados pueden estar sesgados, mientras que con análisis multivariados se puede reducir el sesgo.

El objetivo de este trabajo fue comparar dos tipos de modelo animal (univariado vs bivariado), usando el procedimiento BLUP en la estimación de parámetros y valores genéticos para peso al destete y peso final (a 7 y 18 meses de edad) en ganado Cebú.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se analizó información de ganado Cebú de la república de Cuba, situada en la entrada del Golfo de México, entre °20 a °23 N y °74 y °85 O. Según la clasificación de Köppen (modificada), en la mayor parte de Cuba el clima predominante es del tipo cálido tropical. Hay dos estaciones claramente definidas, la seca (invierno) de noviembre a abril, y la lluviosa (verano) de mayo a octubre. La temperatura media anual es 25 °C, la media en invierno es 20 °C y en verano 26 a 27 °C. Las temperaturas mínimas varían entre 1 y 8.5 °C en el occidente del país y entre 3 y 12.5 °C en la parte oriental; las temperaturas máximas registradas están entre 36 y 38 °C. La humedad relativa promedio es 80%. La precipitación media anual es 1200 mm, con alrededor de 30% en el período invernal y 70% en el

one characteristic is the sum of a direct effect due to the individual in which the phenotype is measured and a maternal effect due to the dam. This model is commonly used in animal breeding (Bijma, 2006).

Weaning weight and final weight are two important characteristics in beef cattle breeding. However, weaning weight is a feature influenced by the maternal effects; therefore, to achieve genetic progress, the direct and maternal genetic components should be considered, especially if there is an antagonistic genetic relationship between them (Baker, 1980). When the maternal effects are significant and are not considered to estimate of genetic parameters, the estimation may be biased, reducing the efficiency of selection (Azadi-Fozi *et al.*, 2005).

In Cuba the weaning of Zebu cattle takes place at seven months of age and approximately 25% of the male calves are selected for performance tests until to 18 months of age. These tests are carried out in extensive production systems based on grasses and mineral salts. This selection can reduce the variability in the weight at 18 months because the analyses that are made are based on a single trait, and therefore, it is assumed that there is a genetic correlation of zero, between the weight at 7 and 18 months of age. However, Thompson and Meyer (1986) state that when the data come from populations in which there has been selection of genetically correlated traits, the univariate analyses may be biased, whereas with multivariate analysis the bias can be reduced.

The objective of the present study was to compare two types of animal models (univariate of multivariate), using the BLUP procedure in the estimation of genetic values and parameters for weaning weight and final weight (at 7 and 18 months of age) in Zebu cattle.

MATERIALS AND METHODS

Information of Zebu cattle from the republic of Cuba was used, which is located at the entrance of the Gulf of México, between °20 and °23 N and between °74 and °85 W. According to the classification of Köppen (modified), in most of Cuba the predominant climate is the warm tropical type. There are two clearly defined seasons, the dry season (winter) from November to April, and the rainy season (summer) from May to October. The mean annual temperature is 25 °C, the mean in winter is 20 °C and in summer 26 to 27 °C. Minimum temperatures vary between 1 and 8.5 °C in the western region of the country and between 3 and 12.5 °C in the eastern sector; the maximum temperatures recorded are between 36 and 38 °C. The average relative humidity is 80%. The mean annual precipitation is 1200 mm, with around 30% in the winter period and 70% in summer, and is more abundant in the western sector than in the eastern sector of the country (IMRC, 2006).

verano, y son más abundantes en el occidente que en el oriente del país (IMRC, 2006).

Los datos fueron 59 965 registros de peso al destete a los siete meses de edad (PD7) de becerros Cebú, nacidos entre 1988 y 2001 en cinco centros genéticos de Cuba; y 7671 registros de peso a los 18 meses de edad (peso final; PF18) de los animales que concluyeron la prueba de comportamiento. La muestra incluyó 398 padres, 23 390 madres y 82 915 individuos en el pedigrí. En el Cuadro 1 se presentan las características principales de la muestra estudiada.

Las variables analizadas fueron PD7 y PF18. Los componentes de varianza, y covarianza genética y ambiental se estimaron mediante el programa REMLF90 de (Misztal, 1999), que utiliza el procedimiento REML con un algoritmo EM acelerado; el criterio de convergencia se definió como la diferencia al cuadrado de las medias relativas (10^{-10}) entre soluciones consecutivas. El modelo estadístico fue:

$$y = Xb + Z_d a_d + Z_m a_m + W_p a_p + e$$

donde, y =variable dependiente (PD7); b =vector de los efectos fijos (combinación hato-año-cuatrimestre-sexo, más la edad al destete como covariable lineal y la edad de la madre como covariable lineal y cuadrática); a_d =vector de los efectos aleatorios genéticos aditivos directos; a_m =vector de los efectos aleatorios genéticos aditivos maternos; a_p =vector de los efectos aleatorios del ambiente permanente; y X , Z_d , Z_m , y W_p matrices de incidencia que relacionan al vector de las observaciones con los efectos fijos y aleatorios. Este modelo supera para los efectos aleatorios las distribuciones siguientes:

$$\begin{bmatrix} a_d' & a_m' & a_p' & e' & y' \end{bmatrix} \approx N \left(\begin{bmatrix} 0' & 0' & 0' & 0' & (Xb)' \end{bmatrix}, \phi \right), y$$

$$\phi = \begin{bmatrix} A\sigma_d^2 & A\sigma_{dm} & 0 & 0 & AZ_d'\sigma_d^2 \\ A\sigma_{dm} & A\sigma_m^2 & 0 & 0 & AZ_m'\sigma_m^2 \\ 0 & 0 & I\sigma_p^2 & 0 & W_p'\sigma_p^2 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 & I\sigma_e^2 \\ Z_d A\sigma_d^2 & Z_m A\sigma_m^2 & W_p \sigma_p^2 & I\sigma_e^2 & V \end{bmatrix}$$

donde, σ_d^2 es la varianza genética aditiva directa; σ_m^2 la varianza genética aditiva materna; σ_{dm} la covarianza genética entre los efectos directo y materno; σ_p^2 la varianza de los efectos del ambiente permanente, σ_e^2 la varianza residual; y $V = Z_d A Z_d' \sigma_d^2 + Z_m A Z_m' \sigma_m^2 + (Z_d A Z_m' + Z_m A Z_d') \sigma_{dm} + W_p W_p' \sigma_p^2 + I \sigma_e^2$

Para PF18 sólo se consideraron los efectos fijos (combinación de año-centro-cuatrimestre, más la edad al final de la prueba como covariable lineal) y el efecto del animal. Cada variable se analizó de manera independiente.

Para el análisis bivariado (PD7 y PF18 simultáneamente) se tuvieron en cuenta los modelos anteriores en cada variable, los cuales se pueden representar de la forma siguiente:

Cuadro 1. Número de observaciones (N), medias (\bar{x}), desviación estándar (s) y coeficiente de variación (CV) de la muestra.

Table 1. Number of observations (N), means (\bar{x}), standard deviation (s) and coefficient of variation (CV) of the sample.

| Característica | N | \bar{x} | s | CV (%) |
|----------------|--------|-----------|------|--------|
| PD7 (kg) | 59 965 | 150.7 | 28.8 | 19.1 |
| PF18 (kg) | 7671 | 326.5 | 57.5 | 17.6 |
| ED (d) | 59 965 | 199.7 | 18.2 | 9.1 |
| EF(d) | 7671 | 552.0 | 16.1 | 2.9 |

PD7 = peso al destete a los siete meses de edad; PF18 = peso al final de la prueba de comportamiento a los 18 meses de edad; ED = edad al destete; EF = edad al final de la prueba.

The data were 59 965 records of weaning weight at seven months of age (WW7) of Zebu calves, born between 1988 and 2001 in five breeding centers of Cuba; and 7671 records of weight at 18 months of age (final weight, FW18) of the animals that concluded the performance test. The sample included 398 sires, 23 390 dams and 82 915 individuals in the pedigree. Table 1 shows the principal characteristics of the sample studied.

The analyzed variables were WW7 and FW18. The components of variance, genetic and environmental covariance were estimated by means of the program REMLF90 of Misztal (1999), which utilizes the REML procedure with an accelerated EM algorithm; the criterion of convergence was defined as the squared difference of the relative means (10^{-10}) among consecutive solutions. The statistical model was as follows:

$$y = Xb + Z_d a_d + Z_m a_m + W_p a_p + e$$

where, y =dependent variable (WW7); b =vector of the fixed effects (combination herd-year-quarter-sex, plus the age at weaning as linear covariable and the age of the dam as linear and quadratic covariable); a_d =vector of the direct additive genetic random effects; a_m =vector of the maternal additive genetic random effects; a_p =vector of the random effects of the permanent environment; and X , Z_d , Z_m , and W_p are incidence matrices that relate the vector of the observations with the fixed and random effects. This model surpasses the following distributions for the random effects:

$$\begin{bmatrix} a_d' & a_m' & a_p' & e' & y' \end{bmatrix} \approx N \left(\begin{bmatrix} 0' & 0' & 0' & 0' & (Xb)' \end{bmatrix}, \phi \right), y$$

$$\phi = \begin{bmatrix} A\sigma_d^2 & A\sigma_{dm} & 0 & 0 & AZ_d'\sigma_d^2 \\ A\sigma_{dm} & A\sigma_m^2 & 0 & 0 & AZ_m'\sigma_m^2 \\ 0 & 0 & I\sigma_p^2 & 0 & W_p'\sigma_p^2 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 & I\sigma_e^2 \\ Z_d A\sigma_d^2 & Z_m A\sigma_m^2 & W_p \sigma_p^2 & I\sigma_e^2 & V \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y^{PD} \\ y^{PF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{PD} & 0 \\ 0 & X^{PF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b^{PD} \\ b^{PF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_d^{PD} & 0 & Z_m^{PD} & 0 \\ 0 & Z_d^{PF} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_d^{PD} \\ a_d^{PF} \\ a_m^{PD} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_d^{PD} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_p^{PD} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^{PD} \\ e^{PF} \end{bmatrix}$$

donde, y^{PD} (y^{PF}) es el vector de observaciones para PD7(PF18); b^{PD} (b^{PF}) el vector de soluciones para los efectos fijos de los grupos de contemporáneas; a_d^{PD} (a_d^{PF}) el vector de los efectos genéticos aditivos directos para PD7(PF18); a_m^{PD} el vector de los efectos genéticos aditivos maternos de PD7; a_p^{PD} el vector de los efectos del ambiente permanente para PD7; e^{PD} (e^{PF}) el vector de los efectos residuales para PD7(PF18); y X^{PD} , X^{PF} , Z_d^{PD} , Z_d^{PF} , Z_m^{PD} y Z_p^{PD} son matrices de incidencia.

Todos los efectos aleatorios en el modelo tienen media cero. La estructura de covarianzas supuesta fue: †

donde, $\sigma_{d(PD)}^2$, $\sigma_{d(PF)}^2$, $\sigma_{m(PD)}^2$, $\sigma_{ep(PD)}^2$, $\sigma_{e(PD)}^2$ y $\sigma_{e(PF)}^2$ son las varianzas para los efectos aditivos directos de PD7 y PF18 y maternos de PD7, del ambiente permanente para PD7 y las varianzas residuales para PD7 y PF18. Similarmente, $\sigma_{d(PD),d(PF)}$ es la covarianza entre los efectos aditivos directos de PD7 y PF18; $\sigma_{d(PD),m(PD)}$ la covarianza entre los efectos directos y maternos de PD7; $\sigma_{d(PD),m(PF)}$ es la covarianza entre los efectos directos y maternos de PD7 y PF18; y $\sigma_{e(PD),e(PF)}$ es la covarianza de los efectos residuales entre PD7 y PF18. A es la matriz de relaciones genéticas aditivas entre todos los individuos en el pedigrí.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los estimadores de componentes de covarianza y parámetros genéticos para PD7 y PF18 se presentan en el Cuadro 2. En relación con PD7 se observa que los valores de h_d^2 en los análisis univariado y bivariado son menores a los publicados para *Bos taurus* (Cienfuegos *et al.*, 2006; El-Saied *et al.*, 2006) y *Bos indicus* (Mendes *et al.*, 2005; Batalha *et al.*, 2006) de diferentes razas y estimados con distintas metodologías.

En el presente trabajo, cuando se comparan los resultados del análisis univariado con el bivariado, los cambios en los componentes de varianza para PD7 no

where, σ_d^2 is the direct additive genetic variance; σ_m^2 the maternal additive genetic variance; σ_{dm}^2 the genetic covariance between the direct and maternal effects; σ_p^2 the variance of the effects of the permanent environment; s_e^2 the residual variance; and $V=Z_dAZ_d^2+Z_mAZ_m^2+(Z_dAZ_m^2+Z_mAZ_d^2)s_{dm}+W_pW_p\sigma_p^2+I\sigma_e^2$

For FW18, only the fixed effects were considered (combination of year-center-quarter, plus the age at the end of the test as linear covariable) and the effect of the animal. Each variable was analyzed independently.

For the bivariate analysis (WW7 and FW18 simultaneously) the above models were considered in each variable, which can be represented in the following way:

$$\begin{bmatrix} y^{PD} \\ y^{PF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{PD} & 0 \\ 0 & X^{PF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b^{PD} \\ b^{PF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_d^{PD} & 0 & Z_m^{PD} & 0 \\ 0 & Z_d^{PF} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_d^{PD} \\ a_d^{PF} \\ a_m^{PD} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_d^{PD} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_p^{PD} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^{PD} \\ e^{PF} \end{bmatrix}$$

where, y^{PD} (y^{PF}) is the vector of observations for WW7(FW18); b^{PD} (b^{PF}) the vector of solutions for the fixed effects of the groups of contemporaries; a_d^{PD} (a_d^{PF}) the vector of the direct additive genetic effects for WW7(FW18); a_m^{PD} the vector of the maternal additive genetic effects of WW7; a_p^{PD} the vector of the effects of the permanent environment for WW7; e^{PD} (e^{PF}) and the vector of the residual effects for WW7(FW18); and X^{PD} , X^{PF} , Z_d^{PD} , Z_d^{PF} , Z_m^{PD} y Z_p^{PD} are incidence matrices.

All of the random effects in the model have a zero mean. The assumed structure of covariances was: †

where, $\sigma_{d(PD)}^2$, $\sigma_{d(PF)}^2$, $\sigma_{m(PD)}^2$, $\sigma_{ep(PD)}^2$, $\sigma_{e(PD)}^2$ and $\sigma_{e(PF)}^2$ are the variances for the direct additive effects of WW7 and FW18 and maternal effects of WW7, of the permanent environment for WW7 and the residual variances for WW7 and FW18. Similarly, $\sigma_{d(PD),d(PF)}$ is the covariance between the direct additive effects of WW7 and FW18; $\sigma_{d(PD),m(PD)}$ the covariance between the direct and maternal effects of WW7; $\sigma_{d(PD),m(PF)}$ is the covariance between the direct and maternal effects of WW7 and FW18; $\sigma_{e(PD),e(PF)}$ and is the covariance of the residual effects between WW7 and FW18. A is the matrix of additive genetic relationships among all of the individuals in the pedigree.

$$\dagger \text{var} \begin{bmatrix} a_d^{PD} \\ a_d^{PF} \\ a_m^{PD} \\ ep^{PD} \\ e^{PD} \\ e^{PF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{d(PD)}^2 * A & \sigma_{d(PD),d(PF)} * A & \sigma_{d(PD),m(PD)} * A & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_{d(PD),d(PF)} * A & \sigma_{d(PF)}^2 * A & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_{d(PD),m(PD)} * A & 0 & \sigma_{m(PD)}^2 * A & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_{ep(PD)}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{e(PD)}^2 & \sigma_{e(PD),e(PF)} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{e(PD),e(PF)} & \sigma_{e(PF)}^2 \end{bmatrix}$$

Cuadro 2. Estimadores de componentes de covarianza y parámetros genéticos para el peso al destete y el peso final en machos Cebú.

Table 2. Estimators of components of covariance and genetic parameters for weaning weight and final weight in Zebu males.

| Componente | Peso al destete | | Peso final | |
|-----------------|-----------------|-----------|------------|-----------|
| | Análisis | | | |
| | Univariado | Bivariado | Univariado | Bivariado |
| σ_d^2 | 26.7 | 31.3 | 184.7 | 265.6 |
| σ_m^2 | 30.1 | 24.4 | - | - |
| $\sigma_{d,m}$ | -10.3 | -2.1 | - | - |
| σ_{ep}^2 | 47.7 | 42.4 | - | - |
| σ_e^2 | 381.1 | 380.8 | 756.9 | 766.1 |
| σ_p^2 | 475.3 | 476.9 | 941.6 | 1031.7 |
| Parámetro | | | | |
| h_d^2 | 0.05 | 0.06 | 0.19 | 0.25 |
| h_m^2 | 0.06 | 0.05 | - | - |
| $r_{gd,mg}$ | -0.36 | -0.07 | - | - |
| c^2 | 0.10 | 0.08 | - | - |

σ_d^2 =varianza de los efectos aditivos directos; σ_m^2 =varianza de los efectos aditivos maternos, $\sigma_{d,m}$ =covarianza aditiva entre los efectos directos y maternos, σ_{ep}^2 =varianza de los efectos del ambiente permanente, σ_e^2 = varianza residual, σ_p^2 = varianza fenotípica, h_d^2 = heredabilidad de los efectos directos, h_m^2 = heredabilidad de los efectos maternos, $r_{gd,mg}$ = correlación genética aditiva entre los efectos directos y maternos, y c^2 = proporción de los efectos del ambiente permanente con respecto a σ_p^2 .

fueron sustanciales y no modificaron la magnitud de los parámetros genéticos. Gutiérrez *et al.* (2006) tampoco observaron cambio en la estimación de h_d^2 de peso al destete estimada mediante un análisis univariado (0.43) o bivariado (0.40) en la raza española Asturiana de los Valles; sin embargo, esos valores son superiores a los del presente estudio. No obstante, Núñez-Domínguez *et al.* (2002) observaron cambios importantes en la estimación de de peso al destete para la raza Tropicarne cuando el parámetro se estimó mediante un análisis univariado (0.08) y uno bivariado (0.19). Eler *et al.* (1995) en estudios similares en la raza Nelore, usando un modelo animal, encontraron ligeras diferencias a favor del análisis multivariado. Similarmente, en ganado Devon en Brasil, h_d^2 para peso al destete aumentó de 0.12 a 0.42 al estimarse mediante análisis univariado y bivariado (Bragança *et al.*, 2006).

Los valores estimados de h_m^2 por ambos métodos en el presente estudio son menores a los obtenidos en ganado Charolais (El-Saied *et al.*, 2006), Simmental (Rosales *et al.*, 2004) y Brahman (Plasse *et al.*, 2002). Sin embargo, son parecidos a los estimados en Nelore

RESULTS AND DISCUSSION

The estimators of covariance components and genetic parameters for WW7 and FW18 are shown in Table 2.

With respect to WW7, it is observed that the values of h_d^2 in the univariate and bivariate analyses are lower than those published for *Bos taurus* (Cienfuegos *et al.*, 2006; El-Saied *et al.*, 2006) and *Bos indicus* (Mendes *et al.*, 2005; Batalha *et al.*, 2006) of different breeds and estimated with different methodologies.

In the present work, when the results of the univariate and bivariate analysis are compared, the changes in the variance components for WW7 were not substantial and did not modify the magnitude of the genetic parameters. Furthermore, Gutiérrez *et al.* (2006) did not observe change in the estimation of h_d^2 of weaning weight estimated through a univariate (0.43) or bivariate (0.40) analysis in the Spanish breed Asturiana de los Valles; however, these values are higher than those of the present study. Nevertheless, Núñez-Domínguez *et al.* (2002) observed important changes in the estimation of weaning weight for the Tropicarne breed when the parameter was estimated through a univariate analysis (0.08) and a bivariate analysis (0.19). In similar studies in the Nelore breed, Eler *et al.* (1995), using an animal model, found slight differences in favor of the multivariate analysis. Similarly, in Devon cattle in Brasil, for weaning weight increased from 0.12 to 0.42 when estimated through univariate and bivariate analysis (Bragança *et al.*, 2006).

The estimated values of h_m^2 by both methods in the present study are smaller than those obtained in Charolais (El-Saied *et al.*, 2006), Simmental (Rosales *et al.*, 2004) and Brahman cattle (Plasse *et al.*, 2002). However, they are similar to those estimated in Nelore (0.08) using univariate analysis (Holanda *et al.*, 2004), to those found by Meyer *et al.* (1993) through univariate (0.06) or bivariate analysis which included final weight (0.07), to those obtained by Gutiérrez *et al.* (2006) with a bivariate REML procedure (0.05), to those estimated by Pico *et al.* (2004) in South African Brahman cattle and slightly higher than those published by Batalha *et al.* (2006) for Gyr (0.04).

With respect to FW18, the variance components and the heritability for the direct effect presented important changes. The h_d^2 was greater when the bivariate model was used than with the univariate model (Table 2), and this occurred fundamentally because of a relative increase of the variance component of the additive effect. This result assumes an increase in the exactness of the estimation of the genetic value when the bivariate analysis is used. These similar results are similar to those reported by Núñez-Domínguez *et al.*

(0.08) usando análisis univariado Holanda *et al.*, 2004, similares también a los encontrados por Meyer *et al.* (1993) mediante análisis univariado (0.06) o bivariado que incluyó el peso final (0.07), a los obtenidos por Gutiérrez *et al.* (2006) con un procedimiento REML bivariado (0.05), a los estimados por Pico *et al.* (2004) en Brahman Sudafricano y ligeramente superiores a los publicados por Batalha *et al.* (2006) para Gyr (0.04).

En relación con PF18, los componentes de varianza y la heredabilidad para el efecto directo presentaron cambios importantes. La h_a^2 fue mayor cuando se usó el modelo bivariado que con el univariado (Cuadro 2), y ésto se dio fundamentalmente por un aumento relativo del componente de varianza del efecto aditivo. Este resultado supone un aumento en la exactitud de la estimación del valor genético cuando se usa el análisis bivariado. Estos resultados son similares a los reportados por Núñez-Domínguez *et al.* (2002), así como con las estimaciones de h_a^2 efectuadas por Meyer *et al.* (1993) mediante análisis univariado (0.31) y bivariado (0.43). Para el ganado Brahman de Sudáfrica, la h_a^2 de peso final calculada con análisis univariado fue similar a la del presente estudio (Pico *et al.*, 2004).

La correlación genética entre los valores aditivos de PD7 y PF18 fue 0.61 y entre los valores residuales fue 0.51. Plasse *et al.* (2002) encontraron estimaciones similares (0.64) en la misma raza de ganado. Los valores de correlación genética fueron más elevados (0.95 y 0.98) en ganado Hereford y en una raza sintética australiana, y la correlación aditiva no tuvo un cambio relevante al incluir el peso al nacimiento en un análisis trivariado (Meyer *et al.*, 1993).

Schaeffer (1999) plantea que los modelos con rasgos múltiples son útiles para características en las que las diferencias entre las correlaciones genéticas y ambientales son superiores a 0.5 o donde una característica tiene una heredabilidad muy superior a la otra. En este caso PD7 sería el beneficiado, aunque todos los rasgos se favorecen en alguna medida por el análisis simultáneo. Schaeffer (1999) también puntualiza que en casos donde los valores de heredabilidad son similares y no hay diferencias entre las correlaciones genéticas y ambientales, el análisis para rasgos múltiples también es útil cuando existe sesgo debido a la selección. Este sesgo pudo haber ocurrido en el presente estudio, ya que de los 30 401 terneros machos destetados, sólo 25.2% se seleccionaron para la prueba de comportamiento.

La correlación genética entre los efectos directo y materno para PD7 fue -0.36 en el análisis univariado y -0.07 en el bivariado (Cuadro 2). El cambio, favorable para el análisis bivariado debido a que la correlación genética es prácticamente cero y no implica antagonismo en la selección, se debió a la reducción en la

(2002), as well as to the estimations of h_a^2 through univariate (0.31) and bivariate (0.43) analysis carried out by Meyer *et al.* (1993). For South African Brahman cattle, the h_a^2 of final weight calculated with univariate analysis was similar to that of the present study (Pico *et al.*, 2004).

The genetic correlation between the additive values of WW7 and FW18 was 0.61 and 0.51 between the residual values. Similar estimations (0.64) were found by Plasse *et al.* (2002) in the same breed of cattle. The values of genetic correlation were higher (0.95 and 0.98) in Hereford cattle and in a synthetic Australian breed, and the additive correlation did not show relevant change when birth weight was included in a trivariate analysis (Meyer *et al.*, 1993).

Schaeffer (1999) states that the models with multiple traits are useful for characteristics in which the differences between the genetic and environmental correlations are greater than 0.05 or where a characteristic has heritability that is much higher than the other. In this case WW7 would be benefitted, although all of the features are favored to a certain extent by the simultaneous analysis. Schaeffer (1999) also points out that in cases where the heritability values are similar and there are no differences between the genetic and environmental correlations, the analysis for multiple traits is also useful when there is bias due to selection. This bias could have occurred in the present study, because of the 30 401 male calves weaned, only 25.2% were selected for the performance test.

The genetic correlation between the direct and maternal effects for WW7 was -0.36 in the univariate analysis and -0.07 in the bivariate analysis (Table 2). The change, favorable for the bivariate analysis because the genetic correlation is practically zero and does not imply antagonism in the selection, was due to the reduction in the magnitude of the covariance between both effects, as the variances for the direct and maternal effects were similar in both analyses. A similar change in the genetic correlation between the direct and maternal effects for weaning weight, estimated through univariate (-0.43) or bivariate (-0.10) analysis, was found in the Asturiana de los Valles breed (Gutiérrez *et al.*, 2006). The estimator of the correlation through the univariate analysis coincides with what was reported by Batalha *et al.* (2006) for the Gy

The ranges among the expected differences in the progeny considering the univariate and bivariate analyses are shown in Table 3. It is observed that for WW7, there are no differences in the direct and maternal effect between the two types of analysis, because the estimated heritability was similar. However, for FW18, the difference between the best and worst bull was

magnitud de la covarianza entre ambos efectos, ya que las varianzas para los efectos directo y materno fueron similares en ambos análisis. Un cambio similar en la correlación genética entre los efectos directo y materno para peso al destete, estimados mediante análisis univariado (-0.43) o bivariado (-0.10), se encontró en la raza Asturiana de los Valles (Gutiérrez *et al.*, 2006). El estimador de la correlación a través del análisis univariado coincide con lo reportado por Batalha *et al.* (2006) para la raza Gyr (-0.38).

Es evidente la existencia de un antagonismo entre los efectos directos y maternos en caracteres como peso al destete en el vacuno de carne (Robinson, 1996), lo que supone una restricción en la mejora genética de ese tipo de rasgos. Los resultados obtenidos por Van Vleck *et al.* (1977) muestran el efecto limitante de la correlación genética antagónica entre los efectos directos y maternos.

En el Cuadro 3 se presentan los rangos entre las diferencias esperadas en la progenie teniendo en cuenta los análisis univariado y bivariado. Se observa que para PD7, no existen diferencias en el efecto directo y materno entre los dos tipos de análisis, ya que la heredabilidad estimada fue similar. Sin embargo, para PF18 la diferencia entre el mejor y el peor toro fue 31.8 kg con el análisis univariado y 38.8 kg con el bivariado.

CONCLUSIONES

El uso del procedimiento BLUP con un modelo animal bivariado, que incluya el peso al destete (efectos directos y maternos) y el peso final, puede mejorar la eficiencia de la selección para esta última característica, debido a que en relación con los modelos univariados para ambos caracteres, el análisis bivariado incrementa la variabilidad genética del peso final, como resultado de la correlación entre esta característica y el peso al destete.

31.8 kg with the univariate analysis and 38.8 kg with the bivariate analysis.

CONCLUSIONS

The use of the BLUP procedure with a bivariate animal model, which includes weaning weight (direct and maternal effects) and final weight, can improve the selection efficiency for this latter characteristic, because with respect to the univariate models for both traits, the bivariate analysis increases the genetic variability of final weight, as a result of the correlation between this characteristic and weaning weight.

—End of the English version—



LITERATURA CITADA

- Azadi Fozzi, M., J. H. J. Van der Werf, and A. A. Swan. 2005. The importance of accounting for maternal genetic effects in Australian fine-wool Merino breeding. *Austr. J. Agric. Res.* 56: 789-796.
- Baker, R. L. 1980. The role of maternal effects on the efficiency of selection in beef cattle- A review. *In: Proc. of New Zeland Soc. of Anim. Production* 40: 285-303.
- Batalha, F., A. G. Razook, M. E. Zerlotti, J. dos Santos, L. Andrade, e H. Tonhati. 2006. Seleção para peso pós-desmama em um rebanho Gir. 2. Estimativas de variâncias e parâmetros genéticos dos efeitos direto e materno para características de crescimento. *Rev. Bras. Zootec.* 35: 726-732.
- Bijma, P. 2006. Estimating maternal genetic effects in livestock. *J. Anim.Sci.* 84: 800-806.
- Bragança, M. B., N. J. Laurino, e F. Flores. 2006. Estimativa de parâmetros genéticos, componentes de (co)variância e tendências genéticas e fenotípicas para características produtivas pré-desmama em bovinos Devon no Rio Grande do Sul. *Rev. Bras. Zootec.* 35: 997-1004.
- Cienfuegos R., E. G., M. A. R. de Orúe R., M. Briones L., y J. C. Martínez G. 2006. Estimación del comportamiento productivo y parámetros genéticos de características predestete en bovinos

Cuadro 3. Rangos de las diferencias esperadas en la progenie para el peso al destete (PD7) y peso al final de la prueba de comportamiento (PF18) de machos Cebú, estimados mediante análisis univariado y bivariado.

Table 3. Ranges of the expected differences in progeny for weaning weight (WW7) and weight at the end of the performance trial (FW18) of Zebu males, estimated through univariate and bivariate analysis.

| Parámetro | Análisis univariado | | | Análisis bivariado | | |
|-----------------------|---------------------|--------|------------|--------------------|--------|------------|
| | Mínimo | Máximo | Diferencia | Mínimo | Máximo | Diferencia |
| PD _{ED} (kg) | -3.69 | 6.02 | 9.71 | -3.70 | 6.40 | 10.10 |
| PD _{EM} (kg) | -4.13 | 4.72 | 8.85 | -4.59 | 4.32 | 8.91 |
| PF _{ED} (kg) | -14.4 | 17.4 | 31.8 | -14.5 | 24.3 | 38.8 |

PD_{ED} = efecto directo para PD7; PD_{EM} = efecto materno para PD7; PF_{ED} = efecto directo para PF18.

- de carne (*Bos taurus*) y sus cruzas, VIII Región, Chile. Arch. de Medicina Vet. 38: 69-75.
- Dickerson, G. E. 1947. Composition of hog carcasses as influenced by heritable differences in rate and economy of gain. Iowa Agric. Exp. Station Res. Bull. 354: 489-524.
- Eler, J. P., L. D. Van Vleck, and J. B. S. Ferraz. 1995. Estimation of variance due to direct and maternal effects for growth traits in Nelore cattle. Journal of Animal Science 73: 3253-3258.
- El-Saied, U. M., L. F. de la Fuente, R. Rodríguez, and F. San Primitivo. 2006. Genetic parameter estimates for birth and weaning weights, pre-weaning daily weight gain and three type traits for Charolais beef cattle in Spain. Spanish J. Agric. Res. 4: 146-155.
- Gutiérrez, J. P., I. Fernández, I. Alvarez, L. J. Royo, and F. Goyache. 2006. Sire x contemporary group interactions for birth weight and preweaning growth traits in the Asturiana de los Valles beef cattle breed. Liv. Sci. 99: 61-68.
- Holanda, M. C. R., S. B. P. Barbosa, A. C. Ribeiro, e K. R. Santoro. 2004. Tendências genéticas para crescimento em bovinos Nelore em Pernambuco, Brasil. Arch. Zootec. 53: 185-194.
- IMRC (Instituto Meteorológico de la República de Cuba). 2006. Disponible: <http://www.met.inf.cu/asp/genesis.asp?TB0=PLANTILLAS&TB1=INICIAL>. Consultado: Oct. 4, 2006.
- Mendes, C. H., R. Martins, R. N. Braga, O. Facó, D. M. Machado, J. C. de Souza, e S. M. Pinheiro. 2005. Tendências genéticas para características relacionadas à velocidade de crescimento em bovinos Nelore na região Nordeste do Brasil. Rev. Bras. Zootec. 34: 60-65.
- Meyer, K., M. J. Carrick, and B. J. P. Donnelly. 1993. Genetic parameters for growth traits of Australian beef cattle from a multibreed selection experiment. J. Anim. Sci. 71: 2614-2622.
- Misztal, I. REMLF90 Manual. 1999. Available: URL:<ftp://nce.ads.uga.edu/pub/ignacy/blupf90/>. Accessed Nov. 20, 2003.
- Núñez-Domínguez, R., R. Ramírez-Valverde, A. Ruiz-Flores, and J. Domínguez-Viveros. 2002. Univariate vs bivariate analyses of weaning and 18-months weights in Tropicarne cattle. Proc. of the 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier. France. 32: 569-572.
- Pico, B. A., F. W. C. Naser, and J. B. van Wyk. 2004. Genetic parameters for growth traits in South African Brahman cattle. South Afr. J. Anim. Sci. 34: 44-46.
- Plasse, D., O. Verde, H. Fossi, R. Romero, R. Hoogesteijn, P. Bastidas, and J. Bastardo. 2002. (Co)variance components, genetic parameters and annual trends for calf weights in a pedigree Brahman herd under selection for three decades. J. Anim. Breeding and Genetics 119: 141-153.
- Robinson, D. L. 1996. Estimation and interpretation of direct and maternal genetic parameters for weights of Australian Angus cattle. Liv. Prod. Sci. 45: 1-11.
- Rosales A., J., M. A. Elzo, M. Montaña B., y V. E. Vega M. 2004. Parámetros y tendencias genéticas para características de crecimiento predestete en la población mexicana de Simmental. Téc. Pec. Méx. 42: 171-180.
- Schaeffer, L. R. 1999. Multiple traits animal models. Available: <http://www.aps.uoguelph.ca/~lrs/Animalz/lesson15/>. Accessed Nov. 20, 2003.
- Thompson, R., and K. Meyer. 1986. A review of theoretical aspects in the estimation of breeding values for multi-trait selection. Liv. Prod. Sci. 15: 299-313.
- Van Vleck, L. D., D. St. Louis, and J. I. Miller. 1977. Expected phenotypic response in weaning weight of beef calves from selection for direct and maternal genetic effects. J. Anim. Sci. 44: 360-367.