

PARÁMETROS GENÉTICOS PARA LA PRODUCCIÓN DE LECHE DEL DÍA DEL CONTROL EN VACAS MAMBÍ

GENETIC PARAMETERS FOR MILK YIELD ON THE TEST DAY IN MAMBI COWS

Alejandro Palacios-Espinosa¹, José L. Espinoza-Villavicencio¹, Dianelys González-Peña², Danilo Guerra-Iglesias², Miguel Mellado-Bosque³ y Felipe Rodríguez-Almeida⁴

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 Agraria Antonio Narro, Saltillo, Coahuila, México. ⁴Universidad Autónoma de Chihuahua. Periférico Francisco R. Almada km 1, Chihuahua, Chihuahua, México.

RESUMEN

El uso de los datos de producción de leche del día del control (PC) en las evaluaciones genéticas de bovinos lecheros es relativamente reciente y puede tener ventajas para el progreso genético. Para estimar los parámetros genéticos para la PC en vacas Mambí (3/4 Holstein 1/4 Cebú), se usó la información de 6839 pesajes de leche, de 755 vacas de primer parto que parieron entre 2001 y 2004 en 55 explotaciones lecheras de Cuba. Para estimar las componentes de varianza se usó el programa REMLF90, el cual se ajustó a un modelo animal bivariado que incluyó como efectos fijos al grupo de contemporáneas (lechería - fecha del día del control), y la edad de la vaca al día del control como covariable lineal y cuadrática; y como efecto aleatorio al valor genético aditivo del animal. Las vacas se ordeñaron dos veces al día y los pesajes de leche se hicieron cada 30 d. Se incluyeron vacas con al menos cinco y hasta 10 registros de PC. La producción de leche se redujo de 7.7 a 4.9 kg entre la PC1 y la PC10. Los valores de heredabilidad más altos fueron para la PC5 (0.25) y la PC6 (0.28). La varianza residual disminuyó al incrementarse el periodo de lactancia, lo que hace necesario considerar la heterogeneidad de varianzas en los modelos de predicción del valor genético usando la PC. Las correlaciones genéticas entre las PC en las diferentes etapas variaron entre 0.15 y 0.93. El uso de la producción de leche del día del control puede ser una alternativa para la predicción del valor genético de bovinos Mambí de Cuba.

Palabras clave: Bovinos Mambí, día del control, parámetros genéticos, producción de leche.

INTRODUCCIÓN

La medición de la producción de leche más usada en las evaluaciones genéticas de bovinos lecheros es la producción de leche (PC) ajustada a 305 d de lactancia, realizando pesajes cada 15 d o una vez al mes. La producción de un mes se acumula

ABSTRACT

The use of test-day milk yield records (MY) in genetic evaluations of dairy cattle is relatively recent and can be advantageous for genetic improvement. In order to estimate the genetic parameters for MY in Mambi cows (3/4 Holstein 1/4 Zebu), information from 6 839 weighings of milk from 755 first-calf cows, which gave birth between 2001 and 2005 in 55 Cuban dairy herds, was used. REMLF90 software was used to estimate variance components. The program was fit to a bivariate animal model that included the group of contemporaries (dairy-test day date) as fixed effects and cow age to test day as linear and quadratic covariable; additive genetic value of the animal was the random effect. The cows were milked twice a day and milk was weighed every 30 d. Cows with at least five and up to 10 MY records were included. Milk yield decreased 7.7 to 4.9 kg between MY1 and MY10. The heritability values (h^2) were higher for MY5 (0.25) and MY6 (0.28). Residual variance decreased as the lactation period lengthened, making it necessary to consider variance heterogeneity in models that predict genetic value using MY. Genetic correlations between MY in the different stages varied between 0.15 and 0.93. Use of test-day milk yield records can be an alternative for predicting genetic value of Mambi cows in Cuba.

Key words: Mambi cattle, test-day, genetic parameters, milk production.

INTRODUCTION

The most used measurement of milk production in genetic evaluations of dairy cattle is milk yield (MY) adjusted to 305 d of lactation, weighing milk every two weeks or once a month. The production of a given month is added to the total from previous months to calculate yield up to 305 d. The use of test-day records instead of yields adjusted to 305 d in genetic evaluations of dairy cattle is relatively recent (Ferreira *et al.*, 2002).

The MY is defined as the sum of the quantities from each milking over a 24 h period; commonly the

Recibido: Enero, 2007. Aprobado: Noviembre, 2007.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 42: 157-163. 2008.

con el total de meses anteriores para calcular la producción hasta 305 d. El uso de la PC del día del control en sustitución de la producción ajustada a 305 d en evaluaciones genéticas de bovinos lecheros es relativamente reciente (Ferreira *et al.*, 2002).

La PC se define como la suma de las cantidades de cada ordeño durante un periodo de 24 h; comúnmente se considera la producción acumulada en dos ordeños diarios (Schaeffer y Jamrozik, 1996). Cada control se considera como la producción diaria en intervalos de aproximadamente 30 d (Wilmink, 1987; Meyer *et al.*, 1989). En algunos modelos de PC se puede considerar la producción en cada control lechero como una característica diferente, analizada con los modelos uni o multivariados, o aún, como medidas repetidas de un mismo animal, analizadas con los modelos de repetibilidad (Schaeffer *et al.*, 2000; Lindauer *et al.*, 2003).

Se han estudiado los parámetros genéticos para la PC para incluir en los análisis las lactancias parciales y así aumentar el número de progenie por semental y acortar el intervalo generacional (Van Vleck y Henderson, 1961; Auran, 1976; Danell, 1982). Con esta base, se sustituye el uso de lactancias completas de 305 d por las PC que dan lugar a ellas (Swalve, 1995). Esta metodología tiene varias ventajas en comparación con las lactancias de 305 d, ya que el uso de la PC permite evaluar vacas que no concluyeron la lactancias, sin necesidad de factores de ajuste o proyección de la producción. Además, los factores ambientales se ajustan con más exactitud ya que se toma en cuenta la localidad y la fecha del registro (Ptak y Schaeffer, 1993). Al usar la PC en bovinos lecheros se obtienen estimadores de h^2 para las PC mensuales cercanos a los obtenidos para la producción a 305 d, así como correlaciones altas entre esas variables. Se han estimado valores de h^2 mayores para las PC realizadas a la mitad de la lactancia, que para el inicio y el final (Swalve, 1995; Machado *et al.*, 1999). Además, la confiabilidad de los valores genéticos de los toros usando la PC ha sido mayor que al usar la producción a 305 d (Ferreira *et al.*, 2002).

En Cuba, los estudios sobre la PC sólo se han realizado en bovinos Siboney (Rivas, *et al.*, 1994; González-Peña *et al.*, 2005). En vacas Mambí, para estimar los parámetros genéticos de la producción de leche sólo se ha usado la producción acumulada a 305 d (Hernández *et al.*, 2005). Por tanto, el objetivo del presente estudio fue estimar los parámetros genéticos de la producción de leche del día del control en vacas Mambí de primera lactancia, usando un modelo animal bivariado en las condiciones de producción en pastoreo de Cuba.

accumulated yield of two daily milking is considered (Schaeffer and Jamrozik, 1996). Each record is considered the daily production at intervals of 30 d, approximately (Wilmink, 1987; Meyer *et al.*, 1989). In some MY models, yield at each milking record can be considered a different characteristic, analyzed with uni- or multivariate models, or even as repeated measures of a single animal, analyzed with repeatability models (Schaeffer *et al.*, 2000; Lindauer *et al.*, 2003).

Genetic parameters for MY have been studied to include partial lactations in the analyses and thus increase the number of progenies per bull and shorten the generation interval (Van Vleck and Henderson, 1961; Auran, 1976; Danell, 1982). On this basis, the use of yield aggregated over 305-d of lactation is substituted for MY. (Swalve, 1995). This methodology has several advantages, compared with that of 305 d milk yield, since the use of MY makes it possible to evaluate cows that have not concluded lactation, without the need for adjustment factors or milk yield projection. Also, environmental factors can be adjusted more precisely since site and date of the record are taken into account (Ptak and Schaeffer, 1993). When MY is used with dairy cattle, h^2 estimators for monthly MY are obtained that are close to those obtained for the end of lactation, as well as high correlations between these variables. Higher h^2 values have been estimated for MY taken at mid-lactation than for the beginning and end of lactation (Swalve, 1995; Machado *et al.*, 1999). Besides, the reliability on genetic values of bulls has been larger using MY than when using milk production at 305 d (Ferreira *et al.*, 2002).

In Cuba, studies on MY have been done only with Siboney cattle (Rivas, *et al.*, 1994; González-Peña *et al.*, 2005). In Mambi cows, to estimate genetic milk production parameters, only aggregated 305 d milk production has been used (Hernández *et al.*, 2005). Therefore, the objective of this study was to estimate genetic test-day milk yield parameters in first lactation Mambi cows under grazing production conditions in Cuba using a bivariate animal model.

MATERIALS AND METHODS

Information on Mambi cattle (3/4 Holstein 1/4 Zebu) from an enterprise of the Republic of Cuba, located at the mouth of the Gulf of Mexico, between parallels 20° - 23° N and 74° - 85° W (IMRC, 2006) was analyzed. There are two clearly defined seasons: the rainy season from May to October accounting for 70 to 80% of the total rainfall (960 mm), and the dry season, November to April (240 mm); the mean annual temperature is 23.1 °C, and relative humidity is 60 to 70% during the day and 80 to 90% at night (Hernández *et al.*, 1998).

MATERIALES Y MÉTODOS

La información analizada provino de bovinos Mambí (3/4 Holstein 1/4 Cebú) de una empresa ganadera de la República de Cuba, situada en la entrada del Golfo de México, entre 20 a 23° N y 74 a 85° O (IMRC, 2006). Hay dos estaciones claramente definidas: la de lluvias de mayo a octubre, con 70 a 80% de la precipitación pluvial (960 mm), y la seca, de noviembre a abril (240 mm); la temperatura media anual es 23.1 °C, con una humedad relativa de 60 a 70% durante el día y 80 a 90% durante la noche (Hernández *et al.*, 1998).

Se usaron 6839 pesajes de leche realizados cada 30 d en 755 vacas Mambí de primer parto que parieron entre 2001 y 2004. Estas vacas fueron hijas de 94 padres y 712 madres, provenientes de una Empresa Genética en la provincia de Matanzas y estuvieron distribuidas en 55 explotaciones lecheras. Todas las vacas se ordeñaron dos veces al día y la PC fue la suma de los dos pesajes.

En el análisis se incluyeron vacas con al menos sus primeros cinco controles y hasta 10 registros de PC. La proporción de observaciones según el número controles por vaca fue 97.4, 92.9, 91.5, 86.8, 78.7 y 58.5% de vacas con 5, 6, 7, 8, 9 y 10 pesajes de leche.

Se consideró como grupo de contemporáneas (GC) la combinación de la lechería y la fecha del día del control. El promedio de observaciones por GC fue 6.5, con un mínimo de 5 y un máximo de 25. Sólo se consideraron aquellos GC donde las vacas fueron hijas de al menos dos sementales. La edad de la vaca al día del control se incluyó como covariable lineal y cuadrática. Para estimar los componentes de (co)varianza se utilizó el programa REMLF90 (Misztal, 1999) con el siguiente modelo animal bivariado:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

donde, y_1, y_2 = vector de las observaciones correspondientes a la combinación de dos PC, desde $i=1$ hasta n ; b_i =vector de los efectos fijos (lechería-fecha de la PC y la edad a la PC como covariable lineal y cuadrática) para la i -ésima PC; a_i =vector de efectos aleatorios del valor genético aditivo del animal para la i -ésima PC; e_i =vector de los efectos residuales aleatorios para la i -ésima PC; X_i y Z_i =matrices diseño que relacionan los datos con los vectores de los efectos fijos y aleatorios.

Se supone que:

$$\text{var} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12}A & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22}A & 0 & 0 \\ 0 & 0 & r_{11} & r_{12} \\ 0 & 0 & r_{21} & r_{22} \end{bmatrix}$$

donde, g_{ij} =varianza genética aditiva para la i -ésima PC, cuando $i=j$ y covarianza genética cuando $i \neq j$; A =matriz de relaciones genéticas aditivas entre los animales; r_{ij} =varianza de los residuales cuando $i=j$ y covarianza cuando $i \neq j$.

Data consisted of 6839 monthly test-day records from 755 Mambí first-calf cows calving between 2001 and 2004. These cows were daughters of 94 bulls and 712 cows from a breeding enterprise in the province of Matanzas, distributed among 55 dairy herds. All of the cows were milked twice a day and MY was the sum of the two weighings.

The analysis included cows with at least the first five test-day records and up to 10 MY records. The proportions of observations, by number of test-day records per cow, were 97.4, 92.9, 91.5, 86.8, 78.7 and 58.5% of the cows with 5, 6, 7, 8, 9 and 10 milk weighings.

A contemporaries group (CG) was considered as the combination of herd and test day record date. The average number of observations per CG was 6.5, with a minimum of 5 and a maximum of 25. Only those CG in which the cows were daughters of at least two bulls were considered. The age of the cow on test day record was included as a linear and quadratic covariable. To estimate the components of (co)variance, Misztal (1999) REMLF90 software was used with the following bivariate animal model:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

where, y_1, y_2 = vector of observations corresponding to the combination of two MY, from $i=1$ to n ; b_i =vector of fixed effects (herd-MY date and age to MY as linear and quadratic covariable) for the i^{th} MY; a_i = random effects vector of the animal's additive genetics for the i^{th} MY; e_i =vector of random residual effects for the i^{th} MY; X_i and Z_i = design matrixes that relate the data to the fixed and random effects vectors.

It is assumed that:

$$\text{var} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12}A & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22}A & 0 & 0 \\ 0 & 0 & r_{11} & r_{12} \\ 0 & 0 & r_{21} & r_{22} \end{bmatrix}$$

where, g_{ij} =additive genetic variance for the i^{th} MY, when $i=j$ and genetic covariance when $i \neq j$; A = matrix of additive genetic relationships among animals; r_{ij} =residual variance when $i=j$ and covariance when $i \neq j$.

RESULTS AND DISCUSSION

The statistical description of the records included in the study is shown in Table 1. Mean milk yield decreased as of the first record (MY1) up to the last (MY10), with no peak. Similar trends were found by Black and White Australian grazing cows (Meyer *et al.*, 1989). In contrast, Osorio-Arce and Segura-Correa (2005) described the lactation curve with the Wood model in dual-purpose grazing Holstein Zebu and Holstein Sahiwal cows, with a production peak observed

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 1 se presenta la descripción estadística de los registros incluidos en el estudio. La media de la producción de leche decreció desde el primer control (PC1) hasta el último (PC10), sin presentar un pico. Tendencias similares se encontraron en vacas Blanco y Negro de Australia en pastoreo (Meyer *et al.*, 1989). En contraste, Osorio-Arce y Segura-Correa (2005) describieron la curva de lactancia mediante el modelo de Wood en vacas Holstein×Cebú y Holstein×Sahiwal en un sistema de doble propósito con pastoreo, con el pico de la producción a los 51.9 y 61.3 d de la lactancia en el primero y segundo grupo racial. El análisis de datos de vacas en estabulación (Miller *et al.*, 2004; Freitas *et al.*, 2006; Dionello *et al.*, 2006), sugiere que la producción de leche aumenta entre el primero y el segundo control, para luego descender gradualmente.

En el Cuadro 2 se presentan los estimadores de las componentes de varianza genética aditiva (σ_a^2), varianza residual (σ_r^2), varianza fenotípica (σ_p^2) y los valores de h^2 para las PC. σ_a^2 se comportó de forma irregular desde la PC1 a la PC7 y tendió a descender en PC8, PC9 y PC10. La σ_r^2 presentó una disminución paulatina desde la PC1 hasta la PC10, con excepción de la PC6, donde tendió a aumentar. Esto es importante, ya que muchas aplicaciones de los modelos lineales mixtos a la evaluación de ganado lechero suponen varianzas genética y residual constantes para diferentes condiciones ambientales (Urioste *et al.*, 2001). Sin embargo, hay evidencias de heterogeneidad de varianzas para la producción de leche (Dodenhoff y Swalve, 1998; Ibáñez *et al.*, 1999). En los hatos con mayor σ_r^2 las vacas superiores al promedio de la población son sobrevaluadas, seleccionándose una mayor proporción de animales que cuando la σ_a^2 es homogénea (Hill, 1984). Si se ignora la heterogeneidad de la σ_r^2 las consecuen-

Cuadro 1. Media, desviación estándar (DE) y coeficiente de variación (CV) para los 10 controles de producción de leche (PC) en vacas Mambí.

Table 1. Mean, standard deviation (DE) and coefficient of variation (CV) for the 10 test-day milk yield records (PC) of Mambi cows.

PC	N [†]	Media (kg)	DE (kg)	CV (%)
PC1	755	7.7	3.0	39.0
PC2	755	7.6	2.8	37.4
PC3	755	7.2	2.7	38.3
PC4	755	6.7	2.6	40.2
PC5	735	6.3	2.5	40.2
PC6	702	5.9	2.3	40.4
PC7	691	5.4	2.3	42.6
PC8	655	5.3	2.3	43.7
PC9	594	5.0	2.3	46.8
PC10	442	4.9	2.2	46.2

[†]N = número de observaciones.

at 51.9 and 61.3 d of lactation in the first and second breed group. The analysis of data from barn housed cows (Miller *et al.*, 2004; Freitas *et al.*, 2006; Dionello *et al.*, 2006) suggests that milk yield increases between the first and second record and later descends gradually.

The estimators of the additive genetic variance components (σ_a^2), residual variance (σ_r^2), phenotypic variance (σ_p^2) and h^2 values for MY are shown in Table 2. σ_a^2 behaved irregularly as from MY1 to MY10 and tended to decrease in MY8, MY9 and MY10. σ_r^2 showed a steady decrease from MY1 to MY10, except for MY6 where it tended to increase. This is important since many mixed linear models applied to dairy cattle assume constant genetic and residual variances for different environmental conditions (Urioste *et al.*, 2001). However, there is evidence of heteroscedasticity for milk yield (Dodenhoff and Swalve, 1998; Ibáñez *et al.*, 1999). In herds with a larger σ_r^2 cows above average are overestimated, selecting a greater proportion of animals than when σ_a^2 is homogeneous (Hill, 1984). If

Cuadro 2. Estimadores de la varianza genética aditiva (σ_a^2), varianza residual (σ_r^2), varianza fenotípica (σ_p^2) y los índices de herencia (h^2) para cada control de producción de leche (PC).

Table 2. Estimators of additive genetic variance (σ_a^2), residual variance (σ_r^2), phenotypic variance (σ_p^2) and heritability (h^2) for each test-day milk yield records (PC).

C [‡]	Número de control de la producción de leche									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10
σ_a^2	1.13	0.71	0.58	0.88	0.99	1.46	0.62	0.39	0.30	0.16
σ_r^2	4.11	4.01	3.23	3.52	2.99	3.61	2.71	2.70	2.52	2.33
σ_p^2	5.24	4.73	3.82	4.40	3.99	5.07	3.33	3.09	2.82	2.49
h^2	0.21	0.15	0.15	0.20	0.25	0.28	0.18	0.12	0.10	0.06

[‡]C = concepto.

cias se reflejarán en la ganancia genética, ya que se reduce la efectividad de la selección (Van Vleck, 1987).

σ_p^2 mostró una tendencia similar a σ_r^2 . La σ_a^2 estimada fue inferior a la publicado por El Faro y Albuquerque (2003), quienes usaron un análisis univariado en vacas Caracú de primera lactancia, aunque el comportamiento de la σ_r^2 y la σ_p^2 en el presente trabajo es semejante al estimado en el estudio mencionado. Meyer *et al.* (1989) publicaron estimadores de 5.16 a 8.31.

Los valores de h^2 para la producción de leche estimados en el presente estudio fluctuaron de 0.06 para la PC10 a 0.28 para la PC6. Mrode *et al.* (2002) estimaron un valor de h^2 igual (0.28) en vacas Holstein a los 140 d de lactancia.

Para los controles mensuales de la primera lactancia de vacas Holstein, Wilmink (1987) encontró que la h^2 aumentó gradualmente de 0.16 en el primer control hasta 0.30 en el cuarto, disminuyendo hasta 0.25 en el octavo control. Los mayores valores de h^2 ocurrieron a la mitad de la lactancia, entre el cuarto y el séptimo control. Según ese autor, las diferencias genéticas entre las vacas para producciones mensuales de leche fueron considerablemente menores en el inicio y a finales de la lactancia que en otros estadios. Van Vleck y Henderson (1961) usaron 9036 lactancias de vacas Holstein y, a diferencia del presente trabajo, las h^2 estimadas aumentaron con el avance de la lactancia, iniciando en 0.11 en el primer control. Sin embargo, coincide con los resultados del presente estudio en que los valores más altos de h^2 se alcanzaron en una etapa intermedia de la lactancia, permaneciendo constantes entre PC6 y PC8 (0.21); en contraste aumentaron a 0.23 en el noveno y décimo control. Según estos autores, los primeros y los últimos meses de la lactancia están más sujetos a las variaciones temporales del ambiente y las producciones en la lactancia intermedia están más influenciadas por las diferencias genéticas y del ambiente permanente entre las vacas.

Los resultados del presente estudio mostraron un intervalo de h^2 más amplio que el encontrado por Vargas *et al.* (1998) de 0.15 a 0.23. Estos valores fueron estimados usando un modelo animal multivariado y el valor más elevado se encontró en el primer control. Meyer *et al.* (1989) obtuvieron valores de h^2 de 0.24 a 0.35 para PC en vacas de primera lactancia, mediante un análisis multivariado.

En el Cuadro 3 se presentan las correlaciones genéticas y residuales entre las diferentes PC, las cuales oscilaron entre 0.15 y 0.93 y entre 0.03 y 0.77. Las correlaciones genéticas más elevadas (0.65 a 0.93) se encontraron entre los consecutivos de la PC6 a la PC10. Correlaciones genéticas similares entre PC consecutivas (0.20 a 0.92) se estimaron en vacas Holstein de primer parto en la república Checa (Zavdilová *et al.*, 2005).

heterogeneity of σ_r^2 is ignored, the consequences will be reflected in genetic gains, since selection effectiveness is reduced (Van Vleck, 1987).

σ_p^2 showed a similar trend to σ_r^2 . The estimated σ_a^2 was below that published by El Faro and Albuquerque (2003), who used a univariate analysis with first lactation Caracu cows, although the behavior of σ_r^2 and σ_p^2 in our study is similar to that estimated in the mentioned study. Meyer *et al.* (1989) published estimators of 5.16 to 8.31.

Estimated h^2 values for milk yield in the present study fluctuated from 0.06 for MY10 to 0.28 for MY6. Mrode *et al.* (2002) estimated the same h^2 value in Holstein cows at 140 d of lactation.

For monthly records of the first lactation of Holstein cows, Wilmink (1987) found that h^2 increased gradually from 0.16 in the first record up to 0.30 in the fourth, decreasing to 0.25 in the eighth record. The highest h^2 values occurred in the middle of lactation, between the fourth and the seventh record. According to this author, the genetic differences between cows in terms of monthly milk yield were considerably lower at the beginning and end of lactation than in other stages. Van Vleck and Henderson (1961) used 9036 Holstein cow lactations and, unlike our observations, estimated h^2 increased as lactation advanced, beginning with 0.11 in the first record. However, this does coincide with the results of our study in that the highest h^2 values reached in an intermediate stage of lactation remained constant between MY6 and MY8 (0.21); in contrast, they increased to 0.23 in the ninth and tenth record. According to these authors, the first and last months of lactation are more subject o seasonal variations of the environment, and the yields from intermediate lactation are more affected by genetic differences among the cows under constant environment conditions.

The results of our study showed a larger h^2 rank than that found by Vargas *et al.* (1998) of 0.15 to 0.23. These values were estimated using a multivariate animal model and the highest valued was found in the first record. Meyer *et al.* (1989) obtained h^2 values of 0.24 to 0.35 for MY in first lactation cows using multivariate analysis.

The genetic and residual correlations between the different MY, which varied between 0.15 and 0.93 and between 0.03 and 0.77, are shown in Table 3. The highest genetic correlations (0.65 to 0.93) were found between consecutive records MY6 to MY 10. Similar genetic correlations between consecutive MY (0.20 to 0.92) were estimated in first-calf Holstein cows in the Czech Republic (Zavdilová *et al.*, 2005).

Genetic correlations between consecutive weighings close to 1 have been published wish varied of 0.43 to 0.95 (Reents *et al.*, 1995), 0.10 to 0.99 (Druet *et al.*,

Cuadro 3. Correlaciones genéticas (arriba de la diagonal) y residuales (debajo de la diagonal) entre la producción de leche en los días del control (PC).**Table 3. Genetic (above the diagonal) and residual (below the diagonal) correlations between test-day milk yield records.**

	Número de control de la producción de leche									
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10
PC1		0.38	0.47	0.44	0.36	0.62	0.34	0.25	0.23	0.28
PC2	0.64		0.39	0.35	0.21	0.61	0.32	0.19	0.15	0.19
PC3	0.55	0.70		0.50	0.27	0.64	0.49	0.48	0.44	0.29
PC4	0.40	0.65	0.77		0.63	0.56	0.45	0.42	0.37	0.40
PC5	0.38	0.57	0.76	0.76		0.66	0.53	0.42	0.40	0.46
PC6	0.18	0.34	0.34	0.47	0.49		0.93	0.71	0.65	0.65
PC7	0.25	0.62	0.35	0.56	0.67	0.47		0.78	0.78	0.72
PC8	0.30	0.55	0.36	0.52	0.65	0.56	0.68		0.72	0.80
PC9	0.40	0.59	0.36	0.51	0.65	0.48	0.62	0.73		0.76
PC10	0.35	0.49	0.03	0.52	0.57	0.30	0.60	0.72	0.50	

Se han publicado correlaciones genéticas entre pesajes consecutivos cercanas a la unidad: 0.43 a 0.95 (Reents *et al.*, 1995), 0.10 a 0.99 (Druet *et al.*, 2005) y 0.49 a 1.0 (Vargas *et al.*, 1998). Mediante análisis bivariados, El Faro y Albuquerque (2003) estimaron correlaciones genéticas entre 0.3 y 1.0, siendo los valores cercanos a uno entre controles sucesivos principalmente; y correlaciones residuales entre 0.2 y 0.6. Para vacas Jersey se estimaron correlaciones genéticas entre 0.03 y 0.99 y residuales entre -0.1 y 1.0 (Dionello *et al.*, 2006). Mrode *et al.* (2002) reportaron correlaciones genéticas entre 0.37 y 0.99, y residuales entre 0.43 y 0.99 para controles sucesivos durante la lactancia.

CONCLUSIONES

El análisis de la producción de leche del día del control mostró que los mayores valores de heredabilidad se presentaron a la mitad de la lactancia (en los controles cinco y seis). Los últimos tres controles presentaron los valores de heredabilidad más bajos. La varianza residual disminuyó al aumentar el número del control, lo cual sugiere la necesidad de considerar la heterogeneidad de varianzas en los modelos de predicción del valor genético. Las correlaciones genéticas entre los diferentes controles fueron menores a los publicados en la literatura y sus mayores valores ocurrieron al final de la lactancia. El uso de la producción de leche del día del control podría ser una alternativa viable para la predicción del valor genético de bovinos Mambí de Cuba.

LITERATURA CITADA

- Auran, T. 1976. Studies on monthly and cumulative monthly yield records. III Estimates of genetic parameters. *Acta Agriculturae Scandinavica* 26: 3-9.
- Danell, B. 1982. Studies on lactation yields and individual test day yields of Swedish dairy cows. II. Estimates of genetic and

2005) and 0.49 to 1.0 (Vargas *et al.*, 1998). With bivariate analyses, El Faro and Albuquerque (2003) estimated genetic correlations between 0.3 and 1.0, with values close to one mainly between successive records, and residual correlations between 0.2 and 0.6. For Jersey cows, genetic correlations between 0.03 and 0.99 and residual correlations between -0.1 and 1.0 were estimated (Dionello *et al.*, 2006). Mrode *et al.* (2002) reported genetic correlations between 0.37 and 0.99, and residual correlations between 0.43 and 0.99 for successive records during lactation.

CONCLUSIONS

Test-day milk yield records analysis showed that the highest heritability values occurred at the middle of lactation (records five and six). The last three test-day records had lower heritability values. Residual variance decreased as record number increased, suggesting the need to consider variance heterogeneity in genetic value prediction models. Genetic correlations between different test-day records were lower than those published in the literature, and the highest values occurred at the end of lactation. The use of test-day milk yield records could be a viable alternative for predicting genetic value of Mambí cattle in Cuba.

End of the English version—



phenotypic parameters. *Acta Agriculturae Scandinavica* 32: 83-91.

- Dionello, N. J. L., C. A. Soares, C. Napolis, e J. Araújo. 2006. Estimación de parámetros genéticos utilizando a produção de leite no dia do controle em primeiras lactações de vacas da raça Jersey. *Rev. Bras. Zootec.* 35: 1646-1652.
- Dodenhoff, J., and H. H. Swalve. 1998. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 53: 225-236.

- Druet, T., F. Jaffrézic, and V. Ducrocq. 2005. Estimation of genetic parameters for test day records of dairy traits in the first three lactations. *Genet. Selection Evol.* 37: 257-271.
- El Faro, L., e L. G. Albuquerque. 2003. Estimación de parámetros genéticos para producción de leche no día do controle e produção acumulada até 305 días, para as primeiras lactações de vacas da raça Caracu. *Rev. Bras. de Zootec.* 32: 284-294.
- Ferreira, W. J., N. M. Teixeira, R. de Almeida, e M. V. G. Barbosa. 2002. Utilização da produção de leite no dia do controle na avaliação genética em gado de leite - uma revisão. *Arch. Latin. Prod. Anim.* 10: 46-53.
- Freitas, V. A. D., L. El Faro, V. L. Cardoso, P. F. Machado, e L. D. Cassoli. 2006. Estimación de parámetros genéticos para a produção de leite no dia do controle e em 305 días para primeiras lactações de vacas da raça Holandesa. *Rev. Bras. Zootec.* 35: 1959-1965.
- González-Peña, D., D. Guerra I., J. C. Evora C., J. Ortiz J., y M. Acosta D. 2005. Parámetros genéticos de primera lactancia en la raza Siboney utilizando los polinomios de Legendre. *In: Memorias del III Congreso Internacional de Mejoramiento Animal. La Habana, Cuba.* pp: 79-82.
- Hernández I., R., M. Milera C., L. Simón A., D. Hernández G., J. Iglesias N., L. Lamela O., O. Toral L., C. Matías A., y G. Francisco S. 1998. Avances en las investigaciones en sistemas silvopastoriles en Cuba. *In: Memorias de la conferencia electrónica FAO-CIPAV sobre agroforestería para la producción animal en Latinoamérica.* pp: 47-59.
- Hernández A., D., R. Ponce de León A., D. Guerra I., M. Gutiérrez A., S. M. García L., R. García A., M. Mora R., y G. Guzmán R. 2005. Estimación de parámetros genéticos y valores genéticos en rasgos de la producción lechera de la raza bovina Mambí de Cuba. *In: Memorias del III Congreso Internacional de Mejoramiento Animal. La Habana, Cuba.* pp: 86-89.
- Hill, W. G. 1984. On selection among groups with heterogeneous variance. *Anim. Produc.* 39: 473-477.
- Ibáñez, M. A., M. J. Carabaño, and R. Alenda. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein Friesian population and impact on genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 59: 33-49.
- IMRC. Instituto Meteorológico de la República de Cuba. 2006. Disponible: <http://www.met.inf.cu/asp/genesis.asp? TB0=PLANTILLAS&TB1=INICIAL>. Accesado Oct. 4, de 2006.
- Lindauer, M., E. A. Mäntysaari, and I. Strandém. 2003. Comparison of test-day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. *Liv. Prod. Sci.* 79: 73-86.
- Machado, S. G., M. A. R. Freitas, and C. H. Bgadini. 1999. Genetic parameters of test-day milk yields of Holstein cows. *Genet. and Molecular Biol.* 22: 383-386.
- Meyer, K., H. U. Graser, and K. Hammond. 1989. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. *Liv. Prod. Sci.* 21: 177-199.
- Miller, R. H., H. D. Norman, G. R. Wiggans, and J. R. Wright. 2004. Relationship of test-day somatic cell score with test-day and lactation milk yields. *J. Dairy Sci.* 87: 2299-2306.
- Misztal, I. 1999. REMLF90 Manual. Available: URL:ftp://nce.ads.uga.edu/pub/ignacy/blupf90/. Accessed Nov. 20, 2003.
- Mrode, R. A., G. J. T. Swanson, and C. M. Lindberg. 2002. Efficiency of part lactation test day records for genetic evaluations using fixed and random regression models. *Anim. Sci.* 74: 189-197.
- Osorio-Arce, M., y J. C. Segura-Correa. 2005. Factores que afectan la curva de lactancia de vacas *Bos taurus* x *Bos ídicus* en un sistema de doble propósito en el trópico húmedo de Tabasco, México. *Téc. Pec. Méx.* 43: 127-137.
- Ptak, E., and L. R. Schaeffer. 1993. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Liv. Prod. Sci.* 34: 23-34.
- Reents, R., J. C. M. Dekkers, and L. R. Schaeffer. 1995. Genetic evaluation for somatic cell score with a test day for multiple lactations. *J. Dairy Sci.* 78: 2858-2870.
- Rivas, M., B. Perez, and G. Guzman. 1994. Monthly test day milk yields and the extension of lactation in Cuba. *Cuban J. Agric. Sci.* 28: 125-139.
- Schaeffer, L. R., and J. Jamrozik. 1996. Multiple-trait prediction of lactation yields for dairy cows. *J. Dairy Sci.* 79: 2044-2055.
- Schaeffer, L. R., J. Jamrozik, G. J. Kistemaker, and J. Van Doormaal. 2000. Experience with a test-day model. *J. Dairy Sci.* 83: 1135-1144.
- Swalve, H. H. 1995. Test day models in the analysis of dairy production data —a review. *Archiv für Tierzucht Dummerstorf* 38: 591-612.
- Urioste, J. I., D. Gianola, R. Rekaya, W. F. Fikse, and K. A. Weigel. 2001. Evaluation of extent and amount of heterogeneous variance for milk yield in Uruguayan Holsteins. *Anim. Sci.* 72: 259-268.
- Van Vleck, L. D., and C. R. Henderson. 1961. Use of part lactation records in sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 44: 1511-1518.
- Van Vleck, L. D. 1987. Selection when traits have different genetic and phenotypic variances in different environment. *J. Dairy Sci.* 70: 337-344.
- Vargas, B., E. Perez, and J. A. M. Van Arendonk. 1998. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 81: 255-263.
- Wilmink, J. B. M. 1987. Efficiency of selection for different cumulative milk, fat and protein yields in first lactation. *Liv. Prod. Sci.* 15: 211-224.
- Zavadilová, L., J. Jamrozik, and L. R. Schaeffer. 2005. Genetic parameters for test-day model with random regressions for production traits of Czech Holstein cattle. *Czech J. Anim. Sci.* 50: 142-154.