

# CARACTERIZACIÓN DE LA LACTANCIA Y EVALUACIÓN GENÉTICA DEL GANADO CRIOLLO LECHERO TROPICAL UTILIZANDO UN MODELO DE REGRESIÓN ALEATORIA

## CHARACTERIZATION OF LACTATION AND GENETIC EVALUATION OF TROPICAL MILKING CRIOLLO CATTLE USING A RANDOM REGRESSION MODEL

Eduardo Santellano-Estrada<sup>1\*</sup>, Carlos M. Becerril-Pérez<sup>2</sup>, Yu Mei-Chang<sup>3</sup>, Daniel Gianola<sup>3</sup>, Glafiro Torres-Hernández<sup>4</sup>, Rodolfo Ramírez-Valverde<sup>5</sup>, Joel Domínguez-Vivieros<sup>1</sup>, Adalberto Rosendo-Ponce<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Facultad de Zootecnia y Ecología, Universidad Autónoma de Chihuahua. 31031. Chihuahua, México. (esantellano@uach.mx). <sup>2</sup>Campus Córdoba, Colegio de Postgraduados. 94946. Carretera Federal Córdoba-Veracruz, km 348. Amatlán de los Reyes, Veracruz, México. <sup>3</sup>Department of Dairy Science, University of Wisconsin-Madison. 53706. Madison, USA. <sup>4</sup>Campus Montecillo, Colegio de Postgraduados. 56230. Montecillo, Texcoco, Estado de México, México. <sup>5</sup>Departamento de Zootecnia, Universidad Autónoma Chapingo. 56230. Chapingo, México. <sup>6</sup>Campus Veracruz, Colegio de Postgraduados. 94251. Carretera Federal Xalapa-Veracruz, km 88.5. Manlio Fabio Altamirano, Veracruz, México.

### RESUMEN

Muchas de las áreas tropicales bajas de clima cálido en México tienen vocación y tradición ganadera, pequeñas industrias lecheras y queseras, pero ninguna raza de origen europeo ha podido producir y reproducirse satisfactoriamente en estos ambientes. El ganado Criollo Lechero Tropical (CLT) es un *Bos taurus* adaptado que puede producir leche de alta calidad alimentándose exclusivamente en pastoreo. En el presente estudio se evaluó la lactancia del CLT y se realizó una evaluación genética utilizando un modelo de regresión aleatoria para 119 sementales y 602 vacas, con 15 377 registros de producción en días de prueba, provenientes de hatos de México (10 475) y Nicaragua (4902), de 1974 a 2006. Los índices de herencia y de constancia para producción de leche acumulada a 305 d fueron 0.24 ( $\pm 0.036$ ) y 0.43 ( $\pm 0.068$ ). En la estación de junio a agosto la producción diaria de leche fue mayor en 0.60 kg respecto a la de diciembre-febrero, la cual registró la menor producción de las cuatro épocas trimestrales. La producción media diaria en los partos 2, 3 y 4 o más, fue superior al primer parto en 0.39, 0.61 y 0.70 kg. La lactancia no mostró el ascenso inicial característico de la producción en climas templados con razas europeas. El progreso genético anual detectado en toros (7.7 kg por lactancia) y vacas (11.04 kg por lactancia)

### ABSTRACT

Many of the tropical lowland areas of warm climate in México have a livestock tradition, small dairies and cheese industries, but any breed of European origin has been able to produce and reproduce successfully in these environments. The tropical milking criollo (TMC) cattle is a *Bos taurus* adapted that can produce high quality milk feeding exclusively on pasture. In this study, the lactation of TMC was studied and a genetic evaluation was carried out using a random regression model for 119 sires and 602 cows, with 15 377 test-day yield records from herds of México, (10 475) and Nicaragua (4902), from 1974 to 2006. Heritability and repeatability indexes for milk yield accumulated for 305 d were 0.24 ( $\pm 0.036$ ) and 0.43 ( $\pm 0.068$ ). In the June-August season daily milk yield was higher by 0.60 kg over the December-February season, which had the lowest production of the four quarterly periods. The average daily yield at parities 2, 3, and 4 or more, was higher at first parity by 0.39, 0.61 and 0.70 kg. Lactation did not show the characteristic initial rise in production in temperate climates with European breeds. The annual genetic progress detected in bulls (7.7 kg per lactation) and cows (11.04 kg per lactation) shows an advance of the breeding program used with the TMC cattle of México and Nicaragua since 1974.

\*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: Marzo, 2010. Aprobado: Enero, 2011.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 45: 165-175. 2011.

**Key words:** Tropical Milk Criollo, lactation, genetic evaluation, random regression.

## muestra el avance del programa de mejoramiento usado en el ganado CLT de México y Nicaragua desde 1974.

**Palabras clave:** Criollo Lechero Tropical, lactancia, evaluación genética, regresión aleatoria.

### INTRODUCCIÓN

México es el principal país importador de leche en polvo en el mundo, lo que representó al país un costo de más de 537 millones de dólares en 2008 (SIAP, 2010). El desarrollo de cuencas lecheras en el Altiplano Mexicano no ha modificado esta situación, pues dichos sistemas presentan problemas de escasez de agua, altos costos de producción y una gran dependencia de pie de cría extranjero (Agroprospecta, 2010).

La estrategia de producción en regiones tropicales de climas cálidos, con animales cruzados primero de Suizo Pardo con Cebú y más tarde de Holstein por Cebú, generó complementariedad y vigor híbrido entre razas, pero esto no fue perdurable y menos aún cuando se han empleado toros mezclados en proporciones azarosas de dos o más razas, después de lo cual ya no fue posible renacer el vigor híbrido inicial (De Alba, 1999).

El ganado Criollo Lechero Tropical (CLT) tiene su origen en los bovinos españoles introducidos a partir del segundo viaje de Cristóbal Colón en 1493, en lo que actualmente es República Dominicana y Haití (Rouse, 1977). Ante la abundancia de pastizales, el ganado se adaptó a las condiciones locales y desarrolló características que le permitieron sobrevivir, y reproducirse exitosamente en los ambientes cálido húmedos de América (FAO, 1981).

En los registros genealógicos del ható consta que el CLT es una raza formada con criollos provenientes de Nicaragua y Costa Rica, y en menor medida por vacas criollas de los estados de Oaxaca y Colima, en México. La Asociación Mexicana de Criadores de Romosinuano y Lechero Tropical (AMCROLET) agremia a ganaderos mexicanos y nicaragüenses que mantienen su conectividad mediante el uso de la inseminación artificial (IA). Sin embargo, para mejorar el aprovechamiento de este ganado se requiere establecer criterios genéticos y ambientales específicos, donde el estudio de los registros de producción de leche en día de prueba es una herramienta fundamental.

### INTRODUCTION

México is the world's largest importer of milk powder, which represented for the country a cost of more than 537 million dollars in 2008 (SIAP, 2010). The development of milk producing areas in the Mexican Altiplano has not changed this situation, because these systems have problems of water scarcity, high production costs and heavy reliance on foreign stock breeding (Agroprospecta, 2010).

The production strategy in warm tropical climates, with crossbred animals first of Brown Swiss with Zebu and later Holstein with Zebu, generated complementarity and hybrid vigor between breeds, but this was not lasting and even less when mixed bulls have been used in random proportions from two or more breeds, after which it was no longer possible to revive the initial hybrid vigor (De Alba, 1999).

The Tropical Milking Criollo cattle (TMC) have its origin in the Spanish bovines introduced from the second voyage of Christopher Columbus in 1493 in what is now the Dominican Republic and Haiti (Rouse, 1977). Given the abundance of pastures, cattle was adapted to local environmental conditions and developed characteristics that allowed it to survive and reproduce successfully in the warm humid environments of America (FAO, 1981).

In the genealogical records of the herd it is established that the TMC is a breed formed with criollos from Nicaragua and Costa Rica, and to a lesser extent, by criollo cows of the state of Oaxaca and Colima, in México. The Asociación Mexicana de Criadores de Romosinuano y lechero Tropical (AMCROLET) grouped together Mexican and Nicaraguan cattle raisers who have their connectivity through the use of artificial insemination (AI). However, to improve the performance of these cattle it is necessary to establish specific genetic and environmental criteria, where the study of test-day milk yield records is an essential tool.

Analysis of longitudinal data requires special statistical methods, since observations present correlations. Ignoring the importance of this correlation by using models of fixed effects or mixed models with very simple covariance structures can increase the type 1 error rate for testing the fixed effects model (Wang and Goonewardene, 2004).

El análisis de datos longitudinales requiere métodos estadísticos especiales, pues las observaciones presentan correlación. El ignorar la importancia de esta correlación al utilizar modelos de efectos fijos o modelos mixtos con estructuras de covarianzas muy simples, puede aumentar la tasa de error tipo I para la prueba de los efectos fijos del modelo (Wang y Goonewardene, 2004). Los modelos de regresión aleatoria (MRA; Henderson, 1982; Laird y Ware, 1982) se propusieron como modelos de día de prueba en ganado lechero por Schaeffer y Dekkers (1994). Los MRA utilizan funciones que describen la variabilidad de las covarianzas entre días de prueba. Estos modelos son atractivos porque permiten el uso irrestricto de toda la información de registros disponible y tomada a cualquier longitud de intervalos de tiempo (Jamrozik *et al.*, 1997). Además, los datos de día de prueba pueden usarse como predictores tempranos del mérito genético individual (Jaffrézic y Minini, 2003).

El objetivo del presente trabajo fue caracterizar la lactancia del ganado Criollo Lechero Tropical y efectuar una evaluación genética de la raza utilizando la metodología de modelos de regresión aleatoria.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Base de datos

Se utilizaron 15 377 registros de producción diaria de leche de ganado CLT, con un registro genealógico de 119 sementales y 602 hembras. La información proviene de cuatro hatos de ganado CLT: tres de ellos (El Apuro, con 164 vacas y 6089 registros, El Respiro con 88 vacas y 2198 registros y el hato del Colegio de Postgraduados Campus Veracruz, con 71 vacas y 2188 registros) localizados en las tierras bajas del Golfo de México (entre 22° 28' y 19° 16' N, y 96° 16' O; 14 m altitud); el cuarto (Finca El Pino con 144 vacas y 4902 registros), ubicado en el sur de Nicaragua, en el Departamento de Rivas (11° 25' N y 85° 50' O; 68 m altitud). El esquema de levantamiento de registros fue privado y solventado por los propios productores.

Las condiciones climáticas para los hatos varían entre cálidas sub-húmedas y húmedas, con una temperatura media anual entre 23.5 y 27.0 °C y una precipitación entre 935 y 1546 mm por año. La alimentación de los bovinos se basó sólo en el pastoreo con pastos nativos e introducidos (*Cynodon plectostachyus*, *Brachiaria mutica* y *Panicum maximum*). En todos los casos, las vacas se ordeñaron manualmente y con presencia del becerro; se usó predominantemente IA en todos los hatos. Los datos

The random regression models (RRM; Henderson, 1982; Laird and Ware, 1982) were proposed as test-day models for dairy cattle by Schaeffer and Dekkers (1994). RRM use functions that describe the covariance variability between test-days. These models are appealing because they allow the unrestricted use of all information of available records and taken at any longitude of time intervals (Jamrozik *et al.*, 1977). In addition, test-day data can be used as early predictors of the individual genetic merit (Jaffrézic and Minini, 2003).

The aim of this study was to characterize lactation of the Tropical Milking Criollo cattle and carry out a genetic evaluation of the breed using the method of the random regression models.

## MATERIALS AND METHODS

### Data base

In this study, 15 377 daily milk yield records of TMC cattle, with a genealogical register of 119 sires and 602 dams were used. Information is from four herds of TMC cattle: three of them (El Apuro, with 164 cows and 6089 records, El Respiro with 88 cows and 2198 records and the herd of the Colegio de Postgraduados Campus Veracruz, with 71 cows and 2188 records) located in the tropical lowlands of the Gulf of México (within 22° 28' and 19° 16' N, and 96° 16' W; at an altitude of 14 m); the fourth herd (Finca El Pino with 144 cows and 4902 records) located in Southern Nicaragua, in the Rivas Department (11° 25' N and 85° 50' W; at an altitude of 68 m). The recording scheme was private and funded by the farmers themselves.

Climatic conditions for herds varied between warm sub-humid and humid; mean annual temperature ranging between 23.5 and 27.0 °C, and rainfall ranges from 935 to 1546 mm per year. Feeding bovines was based only on grazing on native and introduced pastures (*Cynodon plectostachyus*, *Brachiaria mutica* and *Panicum maximum*). In all cases, cows were manually milked with the calf at foot; AI was predominantly used in all herds. Data from two milking (less than 7 %) were adjusted to just one milking. Although herds are located in two different countries, the connectivity given by the AI and the common origin of animals places the four herds as a single genetic population.

### Statistical analysis

A random regression model was used, based on a previous stage of comparison of models (Santellano-Estrada *et al.*, 2008). The model has a second-order Legendre polynomial (Kirkpatrick

provenientes de dos ordeñas (menos del 7 %) se ajustaron a un sólo ordeño. Aunque los hatos se ubican en dos países diferentes, la conectividad dada por la IA y el origen común de los animales, ubica a los cuatro hatos como una misma población genética.

### Análisis estadístico

Se utilizó un modelo de regresión aleatoria elegido con base en una etapa previa de comparación de modelos (Santellano-Estrada *et al.*, 2008). El modelo contiene un polinomio de Legendre (Kirkpatrick *et al.*, 1990) de segundo orden como función de regresión fija y un polinomio de Legendre de primer orden para los efectos genéticos aditivos y segundo orden para los efectos del ambiente permanente. La estructura general del modelo es:

$$y_{ijklq:t} = \text{HAE}_i + \text{EP}_j + \text{Parto}_k + f_k(t) + \sum_{m=0}^{m_1} a_{lm} z_{1lq:t} + \sum_{m=0}^{m_2} p_{lm} z_{2lq:t} + e_{ijklq:t},$$

donde,  $y_{ijklq:t}$  es la observación  $q$  en el animal  $l$  al tiempo  $t$ ;  $\text{HAE}_i$ ,  $\text{EP}_j$  y  $\text{Parto}_k$  son los efectos fijos de hato-año-estación  $i$ , con 165 niveles; estación de prueba  $j$ , con cuatro niveles (diciembre a febrero, marzo a mayo, junio a agosto, y septiembre a noviembre) y número de parto  $k$ , con cuatro niveles (1, 2, 3 y 4 ó más);  $f_k(t)$  es una función de regresión fija en el tiempo que evalúa la trayectoria media de la producción de leche para todos los animales y para cada parto  $k$ ;  $\sum_{m=0}^{m_1} a_{lm} z_{1lq:t}$  representa una función de regresión aleatoria, en la cual  $a_1$  es el coeficiente de regresión para el efecto genético aditivo a ser estimado,  $z_{1lq:t}$  son las covariables relacionadas con el tiempo  $t$ , y  $m_1$  es el orden de la función de regresión;  $\sum_{m=0}^{m_2} p_{lm} z_{2lq:t}$  denota una función de regresión aleatoria asociada con los efectos del ambiente permanente, donde  $p_{lm}$  son los coeficientes de regresión del ambiente permanente a ser estimados y  $z_{2lq:t}$  son las covariables relacionadas con el tiempo  $t$ , y  $m_2$  es el orden de la función de regresión. Además,  $e_{ijklq:t}$  es el efecto residual aleatorio con media cero y varianza  $\sigma^2$ , que se supone constante en el intervalo de 6 a 400 d de lactancia. Todos los efectos aleatorios se supusieron normalmente distribuidos. Los componentes de varianza, las soluciones de los efectos y la verosimilitudes se estimaron con el paquete AIREMLF90 (Miszta *et al.*, 2002).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Valores característicos y componentes de varianza

Los valores característicos para los coeficientes de regresión aleatoria de los efectos genéticos aditivos ( $\lambda_G$ ) y del ambiente permanente ( $\lambda_P$ ) fueron:

*et al.*, 1990) as fixed regression function and a first-order Legendre polynomial for additive genetic effects and second-order Legendre polynomial for permanent environmental effects. The basic structure of the model is:

$$y_{ijklq:t} = \text{HAE}_i + \text{EP}_j + \text{Parity}_k + f_k(t) + \sum_{m=0}^{m_1} a_{lm} z_{1lq:t} + \sum_{m=0}^{m_2} p_{lm} z_{2lq:t} + e_{ijklq:t},$$

where  $y_{ijklq:t}$  is the observation  $q$  on the animal  $l$  at the time  $t$ ;  $\text{HAE}$ ,  $\text{EP}_j$  and  $\text{Parity}_k$  are the fixed effects of the herd-year-season  $i$ , with 165 levels; test-day season  $j$ , with four levels (December to February, March to May, June to August, and September to November) and parity number  $k$ , with four levels (1, 2, 3, and 4 or more);  $f_k(t)$  is a fixed regression function on the time that evaluates the average trajectory of milk production for all the animals and for each parity  $k$ ;  $\sum_{m=0}^{m_1} a_{lm} z_{1lq:t}$  represents a function of random regression, in which  $a_1$  is the regression coefficient for the additive genetic effect to be estimated,  $z_{1lq:t}$  are the covariables related to time  $t$ , and  $m_1$  is the order of the regression function;  $\sum_{m=0}^{m_2} p_{lm} z_{2lq:t}$  denotes a random regression function associated with the permanent environmental effects, where  $p_{lm}$  are the permanent environmental regression coefficients to be estimated and  $z_{2lq:t}$  are the covariables related to time  $t$ , and  $m_2$  is the order of the regression function. Furthermore,  $e_{ijklq:t}$  is the random residual effect with null mean and variance  $\sigma^2$ , that is assumed to be a constant in the interval from 6 to 400 d of lactation. All random effects were assumed to be normally distributed. The variance components, the solutions of the effects and verisimilitudes were estimated with the AIREMLF90 package (Miszta *et al.*, 2002).

## RESULTS AND DISCUSSION

### Characteristic values and variance components

The characteristic values for random regression coefficients of the additive genetic ( $\lambda_G$ ) and the permanent environmental ( $\lambda_P$ ) were:

$$\lambda_G = (0.17907 \quad 0.52649) \\ \lambda_P = (0.14403 \quad 0.20297 \quad 0.53887)$$

These values indicate that the model accounts for 70.56 % of the additive genetic variation in milk production and 88.23 % of the permanent environmental variation. The characteristic value of the additive genetic effect for the intercept (0.53

$$\lambda_G = (0.17907 \quad 0.52649)$$

$$\lambda_P = (0.14403 \quad 0.20297 \quad 0.53887)$$

Estos valores indican que el modelo explica 70.56 % de la variación genética aditiva en la producción de leche y 88.23 % de la variación ambiental permanente. El valor característico del efecto genético aditivo correspondiente al intercepto (0.53) indica la tasa de respuesta a la selección, que es conceptualmente similar al índice de herencia (Lewis y Brotherstone, 2002), y muestra la posibilidad de mejoramiento genético del ganado CLT a través de la selección de los individuos superiores para su reproducción.

Las varianzas genéticas aditivas ( $V_G$ ) y del ambiente permanente ( $V_{AP}$ ) cambiaron en magnitud a lo largo de la lactancia, con un descenso inicial hasta alcanzar los valores mínimos en la parte media y un aumento en la parte final del periodo. Los cambios anteriores fueron más marcados en el caso de la  $V_{AP}$ . En estudios con vacas Holstein en España (López-Romero y Carabaño, 2003), y con vacas Black and White en Polonia (Strabel *et al.*, 2005) se encontraron comportamientos similares a las  $V_G$  del presente estudio.

### Parámetros genéticos

El índice de herencia ( $h^2$ ), estimado como la proporción de la variación en la producción de leche que se debe a causas genéticas, osciló entre 0.18 y 0.30 para los días de la lactancia considerados, fue de 0.24 para la producción acumulada a 305 d y de 0.25 para la producción acumulada a 400 d. El índice de constancia ( $r$ ), estimado como la proporción de la variación en la producción de leche que se debe a causas permanentes en la vida de la vaca (genéticas y del ambiente permanente), varió de 0.35 a 0.62, y fue de 0.43 tanto para la producción acumulada a 305 d, como para la producción acumulada a 400 d (Figura 1). El  $r$  estimado mostró una tendencia similar a la  $V_G$  y  $V_{AP}$ , mientras que, por el contrario, el  $h^2$  mostró valores pequeños al inicio de la lactancia y un comportamiento ascendente posterior.

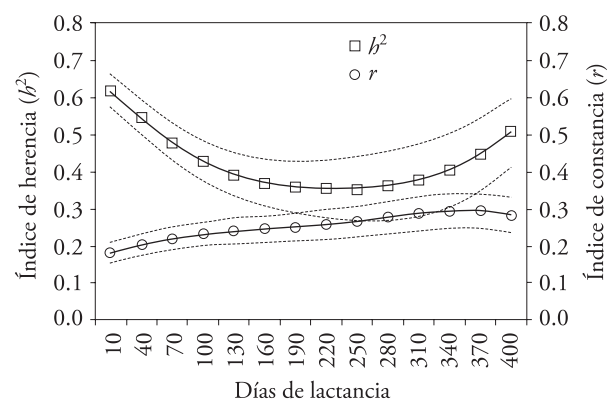
Los  $h^2$  para vacas CLT fueron mayores que los estimados para vacas Holstein por López Romero y Carabaño (2003) en Andalucía y Navarra, España, pero menores que los estimados en ese mismo estudio para vacas Holstein de Cataluña.

indicates the response rate to selection, which is conceptually similar to heritability index (Lewis and Brotherstone, 2002), and shows the possibility of genetic breeding of TMC cattle through the selection of superior individuals for reproduction.

The additive genetic ( $V_G$ ) and permanent environmental ( $V_{AP}$ ) variances changed in magnitude along lactation, with an initial decrease, reaching minimum values in the middle part and an increase in the final part of the period. The previous changes were more marked in the case of the  $V_{AP}$ . In the studies with Holstein cows in Spain (López-Romero and Carabaño, 2003), and with Polish Black and White cows (Strabel *et al.*, 2005) similar behaviors were found to those  $V_G$  of this study.

### Genetic parameters

Heritability index ( $h^2$ ), estimated as the variation ratio in milk production that is due to genetic causes, ranging from 0.18 and 0.30 for the lactation days considered, was of 0.24 for production cumulated at 305 d and of 0.25 for production cumulated at 400 d. Repeatability ( $r$ ) index, estimated as the variation ratio in milk production that is due to permanent causes in the life of the cow (genetic and permanent environmental), ranged from 0.35 to 0.62, and was 0.43 for both cumulated production at 305 d, and for the cumulated production at 400 d (Figure 1). The  $r$  estimated showed a similar trend to the  $V_G$  and  $V_{AP}$ , while, on the contrary,  $h^2$  showed small values



**Figura 1.** Índice de herencia ( $h^2$ ) e índice de constancia ( $r$ ) para producción de leche en días de prueba. Las líneas discontinuas indican  $\pm$  error estándar.

**Figure 1.** Heritability index ( $h^2$ ) and repeatability index ( $r$ ) for test-day milk yield. The dotted lines indicate  $\pm$  standard error.



Los estudios de la lactancia en condiciones de trópico bajo y que utilizan MRA son escasos, por lo que es difícil comparar parámetros genéticos para diferentes días de la lactancia en estas condiciones ambientales; sin embargo, se puede comparar el  $h^2$  estimado para la producción acumulada a 305 d en las vacas CLT (0.24) con el obtenido para otros genotipos criollos. Morales *et al.* (1989) estudiaron la producción de leche acumulada a 305 d en la raza criolla Carora de Venezuela, a través de un modelo de semental, y reportan un valor de  $h^2$  de 0.12. Según Mackinnon *et al.* (1996) el valor determinado mediante un modelo animal es de 0.9 para la misma característica en vacas multiraciales en Kenia. Para vacas Guzerat en lactancia, en Brasil, y usando un modelo animal, Cobuci *et al.* (2000) reportan un  $h^2$  en un rango de 0.16 a 0.23; mientras que para la lactancia del ganado criollo Lucerna de Colombia, analizada con un modelo autorregresivo de primer orden, el índice de herencia fue 0.13, 0.11 y 0.09, para 1<sup>er</sup>, 2<sup>do</sup> y 3<sup>er</sup> parto (Carvalho *et al.*, 1998), donde la baja magnitud de los valores se atribuyó a que 45 % de los registros provenían de vacas con padres desconocidos y la matriz de parentesco resultante generó una estimación pobre del parámetro. Además, Ilatsia *et al.* (2007) usaron un modelo multitratamiento para ganado Sahiwal en Kenia y señalan valores de  $h^2$  entre 0.25 a 0.30.

En un estudio desarrollado con ganado CLT en México, Rosendo-Ponce y Becerril-Pérez (2002) utilizaron la producción acumulada a 305 d y encontraron un  $h^2$  de 0.17; mientras que De Alba y Kennedy (1994) con CLT, Jersey y sus cruza, en Costa Rica, reportan un  $h^2$  de 0.28. El índice de herencia obtenido para CLT en este trabajo resultó casi siempre mayor al reportado para otros bovinos criollos de América Latina o para bovinos que producen en condiciones de clima cálido. Lo anterior se atribuye a que la metodología de regresión aleatoria aquí utilizada considera la variación ambiental al nivel de todos los días de prueba, lo que mejoró la estimación de las varianzas genéticas aditivas y del ambiente permanente y disminuyó la variación debida al error aleatorio que no es controlada por el modelo.

### Correlaciones genéticas y fenotípicas

Las correlaciones genéticas y fenotípicas entre días de prueba, para vacas CLT fueron cercanas a

at the beginning of lactation and a subsequent rising trend.

The  $h^2$  indexes for TMC cows were higher than those estimated for Holstein cows by López Romero and Carabaño (2003) in Andalusia and Navarre, Spain, but lower than the estimated ones in the same study for Holstein cows of Catalonia.

Studies of lactation under lowland tropical conditions and using RRT are scarce, so it is difficult to compare genetic parameter for different days of lactation in these environmental conditions; however, the estimated  $h^2$  can be compared for the cumulated production at 305 d in TMC cows (0.24) with that obtained for other criollo genotypes. Morales *et al.* (1989) studied the cumulated milk production at 305 d in the Venezuelan criolla Carora breed, through a sire model, and reported a  $h^2$  value of 0.12. According to Mackinnon *et al.* (1996) the value determined by an animal model is 0.9 for the same characteristic in multi-crossbred cows in Kenya. For Guzerat cows in lactation, in Brazil, and using an animal model, Cobuci *et al.* (2000) report a  $h^2$  in a range of 0.16 to 0.23; while for lactation of Lucerna Criollo cattle of Colombia, analyzed with a first-order autoregressive model, heritability index was 0.13, 0.11 and 0.09, for first, second, and third parity (Carvalho *et al.*, 1998), where the low magnitude of the values was because 45 % of the records were from cows with unknown parents, and the resulting kinship matrix generated a poor estimation of the parameter. Furthermore, Ilatsia *et al.* (2007) used a multi-treatment model for Sahiwal cattle in Kenya and show  $h^2$  values between 0.25 and 0.30.

In a study carried out with TMC cattle in México, Rosendo-Ponce and Becerril-Pérez (2002) used the cumulated production at 305 d and found a  $h^2$  of 0.17; while De Alba and Kennedy (1994) with TMC, Jersey and their crosses, in Costa Rica, reported a  $h^2$  of 0.28. Heritability index obtained for TMC in this study was always higher than that reported for other Latin American Criollo cattle or for bovines that produce under warm climate conditions. This may be attributed to random regression methodology that better accounts here for environmental variation at the level of all test-days, which improved the estimate of the additive genetic and permanent environmental variances and decreased the variation due to the random error that is not controlled by the model.

la unidad para días de pesada adyacentes, y aunque decrecieron al aumentar el tiempo, siempre fueron positivas. En estudios con vacas Holstein en Brasil (Cobuci *et al.*, 2005) hubo tendencias similares, aunque con valores de menor magnitud. Los valores de estas correlaciones también fueron mayores en CLT que en vacas Sahiwal en Kenia (Ilatsia *et al.*, 2007). La correlación genética entre los d 10 y 400 fue de 0.5, aunque entre la mayoría de los pares adyacentes de día de prueba esta correlación fue mayor a 0.9. La correlación fenotípica entre los d de lactancia 10 y 400 fue 0.7 y fue mayor que 0.9 entre la mayoría de los días adyacentes.

### Curva de la lactancia y efectos fijos

La curva de lactancia media del ganado CLT inició alrededor de 6.8 kg leche  $d^{-1}$ , declinó gradualmente, alcanzó 3.0 kg alrededor del día 305 y llegó a una producción de 2.6 kg  $d^{-1}$  en su parte final (día 400). La curva mostró un patrón diferente al obtenido para la mayoría de las lactancias de clima templado (Wood, 1969; Stanton *et al.*, 1992; Jamrozik *et al.*, 1997), pues ésta careció de un ascenso inicial (Figura 2). Madalena *et al.* (1979) observaron un comportamiento similar en vacas Holstein y Holstein×Gyr, en Brasil. La forma promedio de la lactancia del CLT resultó diferente de la obtenida por Osorio-Arce y Segura-Correa (2005), quienes ajustaron la función de gamma incompleta de Wood (1969) para vacas Holstein×Cebú y Holstein×Sahiwal en condiciones de trópico bajo en México, y reportan una curva similar a la observada para condiciones templadas con razas europeas (Wood, 1969; Stanton *et al.*, 1992; Jamrozik *et al.*, 1997).

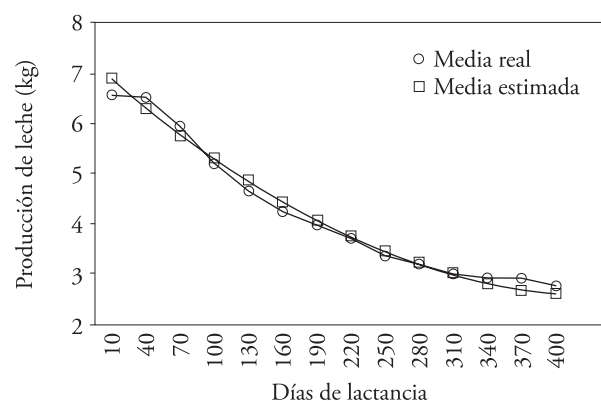
La forma de la lactancia en el ganado CLT varió de acuerdo con el número de parto (Figura 3), de modo que la producción inicial fue de mayor magnitud después del primer parto, pero similar después del tercer parto. La producción entre los días 130 y 250 tuvo una magnitud muy similar en todos los partos, pero el descenso en la producción es más drástico en las lactancias de partos avanzados que iniciaron con una mayor producción. Además, en la estación junio-agosto se encontraron los mayores volúmenes de leche ( $p \leq 0.01$ ), con 0.6 kg  $d^{-1}$  más que en la estación de menor producción, diciembre-febrero. La producción diaria de leche en los partos 2, 3 y  $\geq 4$ , fue superior ( $p \leq 0.01$ ) a la producción en el

### Genetic and phenotypic correlations

Genetic and phenotypic correlations among test-days for TMC cows were near to the unit for adjacent weighing days, and although decreased as the time increased, they were always positive. In studies with Holstein cows in Brazil (Cobuci *et al.*, 2005) there were similar trends, although with lower magnitude values. Values of these correlations were also higher in TMC than in Sahiwal cows in Kenya (Ilatsia *et al.*, 2007). Genetic correlation between the 10 d and 400 d was 0.5, although among most of the adjacent pairs of the test-day this correlation was higher than 0.9. The phenotypic correlation between the d 10 lactation and 400 was 0.7 and was higher than 0.9 among most of the adjacent days.

### Lactation curve and fixed effects

The middle lactation curve of the TMC cattle began around 6.8 kg milk  $d^{-1}$ , decreased gradually, reached 3.0 kg around day 305 and arrived at a 2.6 kg  $d^{-1}$  production at the end (day 400) of lactation. The curve showed a different pattern to that obtained by most of lactations of temperate climate (Wood, 1969; Stanton *et al.*, 1992; Jamrozik *et al.*, 1977), since this lacked an initial increase (Figure 2). Madalena *et al.* (1979) observed a similar behavior in Holstein cows and Holstein×Gyr, in Brazil. The average shape of lactation of TMC was different from that obtained by Osorio-Arce and Segura-



**Figura 2.** Curva de lactancia media observada y estimada con el modelo de regresión con un polinomio de Legendre de segundo orden.

**Figure 2.** Midlactation curve observed and estimated with the regression model with a second-order Legendre polynomial.

primer parto con 0.39, 0.61 y 0.70 kg; sin embargo no existieron diferencias a partir del segundo parto ( $p>0.05$ ).

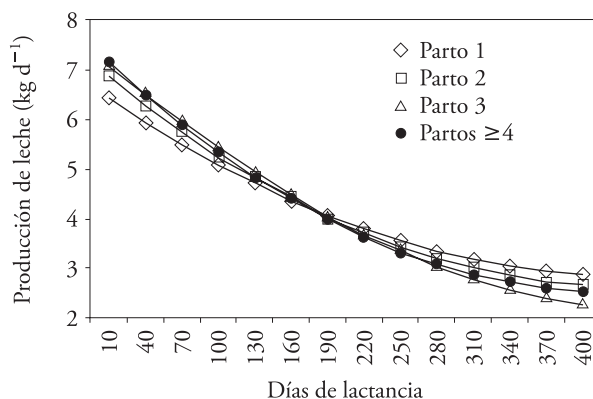
### Evaluación genética

El modelo de regresión aleatoria utilizado permitió estimar valores genéticos para cualquier día o intervalo de la lactancia; sin embargo, se utilizaron sólo los valores genéticos para producción de leche acumulada a 305 d para evaluar y categorizar toros y vacas. La evaluación genética consideró 119 sementales (15 con más de 10 hijas con registros de producción, 85 con 1 a 9 hijas en esta condición y 19 abuelos de vacas con registros directos de producción) y 602 vacas (467 con producción).

De los sementales con más de 10 hijas, nueve mostraron valores genéticos positivos para producción de leche a 305 d, resaltando los toros Dundo, Cristalino, Coronel y Catrín, por tener valores genéticos superiores a 230 kg de leche. Los toros Coronel y Catrín, considerados anteriormente como los dos sementales con mayor valor genético, fueron desplazados por dos sementales más jóvenes (Dundo de Rivas, Nicaragua, y Cristalino, de México). De los sementales con menos de 10 hijas con registros de producción, 68 mostraron valores genéticos positivos, 26 de los cuales nacieron en la década de los 90. La categorización de vacas reflejó que gran parte de las hembras que obtuvieron valores genéticos mayores son animales jóvenes, lo que refleja un avance satisfactorio del programa de mejora genética emprendido con este ganado. Lo anterior se refuerza en las Figuras 4 y 5 con tendencias genéticas positivas ( $p\leq 0.001$ ), con una ganancia anual de  $7.70\pm 1.35$  y  $11.04\pm 0.71$  kg para producción de leche acumulada a 305 d, en toros y vacas. La tendencia genética resultó más favorable en vacas que en toros, tal vez porque el esquema de selección seguido hasta ahora se ha basado en la selección de las hembras con mejor comportamiento productivo, y sus hijos son candidatos a sementales (esquema de selección de madres de toro). Hasta ahora, el esquema de mejora se ha basado en la sola producción de leche.

### CONCLUSIONES

La producción de leche acumulada a 305 d mostró un índice de herencia de  $0.24 (\pm 0.036)$  y



**Figura 3. Curvas de lactancia estimadas por número de parto, a través de modelo de regresión con un polinomio de Legendre de segundo orden.**

**Figure 3. Lactation curves estimated by the parity number, through the regression model with a second-order Legendre polynomial.**

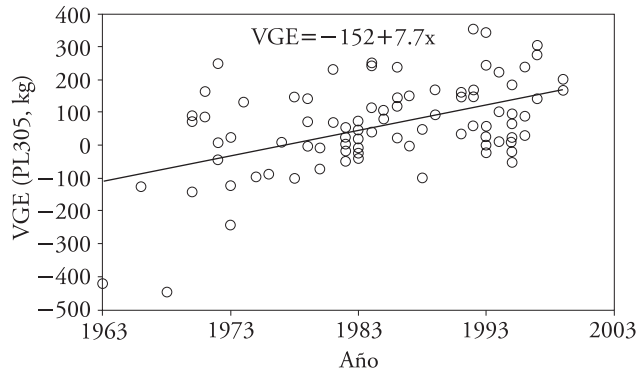
Correa (2005), who adjusted the incomplete gamma function of Wood (1969) for Holstein×Zebu and Holstein×Sahiwal under conditions of low tropical lands in México, and reported a curve similar to that observed for temperate conditions with European breeds (Wood, 1969; Stanton *et al.*, 1992; Jamrozik *et al.*, 1997).

The shape of lactation in TMC cattle varied according to the parity number (Figure 3), so that the initial production was of higher magnitude after the first parity, but similar after the third parity. Production between days 130 and 250 had a very similar magnitude in all parities, but the decrease in production is more drastic in lactations of advance parities that began with a higher production. In addition, in the June-August season were found the highest volumes of milk ( $p\leq 0.01$ ), with  $0.6 \text{ kg d}^{-1}$  more than at the season of lower production, December-February. The daily milk yield in the parities 2, 3 and  $\geq 4$  was higher ( $p\leq 0.01$ ) for the production at first parity with 0.39, 0.61 and 0.70 kg; however there were no differences from the second parity ( $p>0.05$ ).

### Genetic evaluation

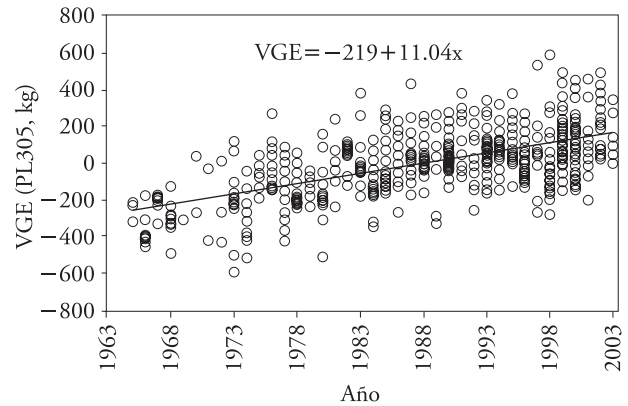
The used random regression model allowed estimating genetic values for any day or interval of lactation; however, only the genetic values were used for the cumulated milk yield at 305 d to evaluate and categorized bulls and cows. Genetic evaluation





**Figura 4. Tendencias genéticas para producción de leche acumulada a 305 d (PL305) en toros Criollo Lechero Tropical. VGE = Valor genético esperado.**

**Figure 4. Genetic trends for cumulated milk production at 305 d (PL305) in Tropical Milking Criollo bulls. VGE = Expected genetic value.**



**Figura 5. Tendencias genéticas para producción de leche acumulada a 305 d (PL305) en vacas Criollo Lechero Tropical. VGE = Valor genético esperado.**

**Figure 5. Genetic trends for cumulated milk production cumulated at 305 d (PL305) in Tropical Milking Criollo cows. VGE = Expected genetic value.**

un índice de constancia de  $0.43 (\pm 0.068)$ . Además, la correlación genética fue moderada entre los días en lactancia más alejados y cercana a la unidad entre la mayoría de los pares adyacentes de días de prueba.

La producción de leche fue mayor en la estación de prueba junio-agosto, y menor en la estación diciembre-febrero. La producción media diaria en las vacas múltiparas fue superior a la producción de las vacas de primer parto.

La lactancia de las vacas Criollo Lechero Tropical no mostró la fase de ascenso inicial característica de las lactancias en climas templados con razas europeas.

El progreso genético anual detectado en toros y vacas muestra el avance del programa de mejoramiento usado en el ganado Criollo Lechero Tropical.

La obtención de valores genéticos para toros jóvenes, aún sin registros de sus hijas, permitirá elegir a los futuros sementales de una manera aún más efectiva y con antelación.

#### AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue financiado por los proyectos SAGARPA-CONACYT 2002-C01-1928, NRICGP/USDA 2003-35205-12833, NSF DEB-0089742, y NSF DMS-NSF DMS-044371. Se agradece también el apoyo a The Wisconsin Agriculture Experiment Station y al Dr. Shogo Tsuruta de University of Georgia, Athens, por su asesoría en el uso del software AIRE-MLF90.

considered 119 sires (15 with more than 10 daughters with production records, 85 with 1 to 9 daughters in this condition and 19 grandparents of cows with direct production records) and 602 cows (467 with production).

Of sires with more than 10 daughters, nine showed positive genetic values for milk production at 305 d, emphasizing the bulls Dundo, Cristalino, Coronel and Catrín, for having genetic values over 230 kg of milk. The bulls Coronel and Catrín, considered previously as the two sires with higher genetic value, were displaced by two younger sires (Dundo de Rivas, Nicaragua, and Cristalino from México). Of the sires with less than 10 daughters with production records, 68 showed positive genetic values, 26 of whom were born in the 90's. The categorization of cows showed that most of females who obtained higher genetic values are young animals, reflecting satisfactory progress of the breeding program undertaken with these cattle. This is reinforced in Figures 4 and 5 with positive genetic trends ( $p \leq 0.001$ ), with an annual profit of  $7.70 \pm 1.35$  and  $11.04 \pm 0.71$  kg for cumulated milk yield at 305 d, in bulls and cows. Genetic trend was more favorable in cows than in bulls, perhaps because the selection scheme followed so far has been based on selecting the best females with the best productive behavior, and their children are candidates to sires (selection scheme of bull mothers). So far, the breeding scheme has been based only on milk production.

## LITERATURA CITADA

- Agroprospecta (Red Mexicana de Investigación en Política Agroalimentaria). Reporte de unidades representativas de producción pecuaria. Panorama económico 2008-2018. Resumen ejecutivo. RE2010-02. Universidad Autónoma Chapingo. México. 119 p.
- Carvalho J. G. V., R. W. Blake, E. J. Pollak, R. L. Quaas, and C. V. Durán-Castro. 1998. Application of an autoregressive process to estimate genetic parameters and breeding values for daily milk yield in a tropical herd of Lucerna cattle and in United States Holstein herds. *J. Dairy Sci.* 81: 2738-2751.
- Cobuci, J. A., R. F. Euclides, P. S. Lopes, C. N. Costa, R. A. Torres, and C. S. Pereira. 2005. Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in Holstein cows using a random regression model. *Genet. Mol. Biol.* 28: 75-83.
- Cobuci, J. A., R. F. Euclides, R. S. Verneque, R. L. Teodoro, P. S. Lopes, and M. A. Silva. 2000. Lactation curve in Guzera Breed. *Rev. Bras. Zootec.* 29: 1332-1339.
- De Alba, M. J., and B. W. Kennedy. 1994. Genetic parameters of purebred and crossbred milking criollos in tropical Mexico. *Anim. Prod.* 58: 159-165.
- De Alba M., J. 1999. Búsqueda de soluciones genéticas y administrativas para la producción de leche en América Tropical. AMPA-Colegio de Postgraduados. Documento interno. México. 7 p.
- FAO. 1981. Recursos genéticos animales en América Latina. B. Müller y Gelman J. (eds). Roma, Italia. Folleto 22. 177 p.
- Henderson Jr., C. R. 1982. Analysis of covariance in the mixed model: higher level, nonhomogeneous, and random regressions. *Biometrics* 38: 623-640.
- Ilatsia, E. D., T. K. Muasya, W. B. Muhuyi, and A. K. Kahi. 2007. Genetic and phenotypic parameters for test day milk yield of Sahiwal cattle in the semi-arid tropics. *Animal* 1: 185-192.
- Jaffrézic, J., and P. Minini. 2003. Modelling and analysis of incomplete and short lactations. *Anim. Sci.* 76: 19-25.
- Jamrozik J., L. R. Schaeffer, and J. C. M. Dekkers. 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *J. Dairy Sci.* 80: 1217-1226.
- Kirkpatrick, M., D. Lofsvold, and M. Bulmer. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics* 124: 979-993.
- Laird, N. M., and J. H. Ware. 1982. Random effects models for longitudinal data. *Biometrics* 38: 963-974.
- Lewis, R. M., and S. Brotherstone. 2002. A genetic evaluation of growth in sheep using random regression techniques. *Anim. Sci.* 74: 63-70.
- López-Romero, P., and M. J. Carabaño. 2003. Comparing alternative random regression models to analyse first lactation daily milk yield data in Holstein-Friesian cattle. *Livest. Prod. Sci.* 82: 81-96.
- Mackinnon, M. J., W. Thorpe, and R. L. Baker. 1996. Sources of genetic variation for milk production in a crossbred herd in the tropics. *Anim. Sci.* 62: 5-16.
- Madalena, F. E., M. L. Martínez, and A. F. Freitas. 1979. Lactation curves of Holstein-Friesian and Holstein-Friesian×Gir cows. *Anim. Prod.* 29: 101-107.
- Misztal, I., S. Tsuruta, T. Strabel, B. Auvray, T. Druet, and D. H. Lee. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). *In:*

## CONCLUSIONS

Accumulated milk production for 305 d showed a heritability index of 0.24 ( $\pm 0.036$ ) and a repeatability index of 0.43 ( $\pm 0.068$ ). Moreover, the genetic correlation was moderate between more distant and close days in lactation to the unit among the most adjacent pairs of test-days.

Milk production was higher in the June-August test season and lower in the December-February season. The average daily production in multiparous cows was higher than the production of first parity cows.

Lactation of Tropical Milking Criollo cows did not show the phase of the characteristic initial rise of lactations in temperate climate with European breeds.

The annual genetic progress detected in bulls and cows show the advance of the breeding program used with the Tropical Milking Criollo cattle.

To obtain the genetic values for young bulls, even without records of their daughters, will allow choosing future sires even more effectively and in advance.

—End of the English version—



Proceedings of the 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier, France. 19-23 August, 2002. Paper 28-07.

Morales, F., R. W. Blake, T. L. Stanton, and M. V. Hahn. 1989. Effects of age, parity, season of calving, and sire on milk yield of Carora cows in Venezuela. *J. Dairy Sci.* 72: 2161-2169.

Osorio-Arce, M. M., and J. C. Segura-Correa. 2005. Factors affecting the lactation curve of *Bos taurus*×*Bos indicus* cows in a dual purpose system in the humid tropics of Tabasco, Mexico. *Téc. Pecu. Méx.* 43: 127-137.

Rosendo-Ponce, A., and C. M. Becerril-Pérez. 2002. Productive performance and genetic parameters in the Tropical Milking Criollo cattle in Mexico. *In:* Proceedings of the 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier, France. 19-23 August, 2002. Paper 25-25.

Rouse, J. E. 1977. The Criollo. Spanish cattle in the Americas. University of Oklahoma Press. Oklahoma. 303 p.

Santellano-Estrada, E., C. M. Becerril-Pérez, J. de Alba, Y. M. Chang, D. Gianola, G. Torres-Hernández, and R. Ramírez-Valverde, 2008. Inferring Genetic Parameters of Lactation in Tropical Milking Criollo Cattle with Random Regression Test-Day Models. *J. Dairy Sci.* 91: 4393-4400.

Schaeffer, L. R., and J. C. M. Dekkers. 1994. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. *In:* Proceedings of the 5th World Congress on Genetics Applied

- to Livestock Production. Guelph, Ontario, Canada. pp: 443-446.
- SIAP (Sistema de Información y Estadística Agroalimentaria y Pesquera), 2008. México. <http://www.siap.gob.mx/> (Consultado: noviembre, 2010).
- Stanton, T. L., L. R. Jones, R. W. Everett, and S. D. Kachman. 1992. Estimating milk, fat, and protein lactation curves with a test day model. *J. Dairy Sci.* 75: 1691-1700.
- Strabel, T., J. Szyda, E. Ptak, and J. Jamrozik. 2005. Comparison of random regression test-day models for Polish Black and White cattle. *J. Dairy Sci.* 88: 3688-3699.
- Wang, Z., and L. A. Goonewardene. 2004. The use of Mixed models in the analysis of animal experiments with repeated measures data. *Can. J. Anim. Sci.* 84: 1-11.
- Wood, P. D. P. 1969. Factors affecting the shape of the lactation curve in cattle. *Anim. Prod.* 11: 307-316.