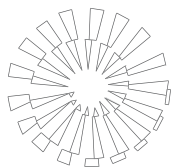


## Covarianzas genéticas y fenotípicas para días abiertos y características de la curva de lactancia en vacas Holstein en el norte de México



### Genetic and phenotypic covariances for days open and lactation curve characteristics in Holstein cows from northern Mexico

Reyes López-Ordaz\* Héctor Castillo-Juárez\*\* Hugo H. Montaldo\*\*

#### Abstract

The aim of this study was to estimate genetic and phenotypic (co)variances for lactation curve traits and for days open in Holstein cows. Data included 1 579 lactations from 766 cows, daughters of 126 sires in a dairy herd in northern Mexico. The studied traits within lactation were days open (DO), peak milk production (P<sub>MAX</sub>), days to peak milk production (D<sub>P<sub>MAX</sub></sub>), 305-day milk production (MP<sub>305</sub>), lactation persistency (based on Wood equation) (PERSW), lactation persistency expressed as the natural logarithm of the Wood equation persistency (LN<sub>PERSW</sub>), and lactation persistency measured as (production at day 305/P<sub>MP</sub>) × 100 (PERS). Covariance components were obtained by single trait and bivariate mixed linear models using restricted maximum likelihood. In general, heritabilities estimated using the repeatability model yielded lower values than those obtained based on within lactation analysis. Average heritabilities estimated with single trait models within lactation were  $0.13 \pm 0.09$ ,  $0.28 \pm 0.09$ ,  $0.28 \pm 0.09$ ,  $0.17 \pm 0.10$  and  $0.22 \pm 0.10$ , for DO, MP<sub>305</sub>, P<sub>MAX</sub>, D<sub>P<sub>MAX</sub></sub>, and LN<sub>PERSW</sub>, respectively. Genetic correlations between MP<sub>305</sub> and DO ( $0.66 \pm 0.57$ ) and between P<sub>MAX</sub> and DO ( $0.55 \pm 0.71$ ) were unfavorable for first lactation cows, but with large standard errors. Results confirmed a low heritability for DO, but with estimates possibly larger in younger cows. Genetic correlation between MP<sub>305</sub> and P<sub>MAX</sub> was  $0.89 \pm 0.09$ , and LN<sub>PERSW</sub> and D<sub>P<sub>MAX</sub></sub> was  $0.98 \pm 0.21$  for the third lactation, indicating that D<sub>P<sub>MAX</sub></sub> is a good measure of persistency. No evidence for genetic correlation between MP<sub>305</sub> and LN<sub>PERSW</sub> was found.

**Key words:** DAIRY CATTLE, GENETIC PARAMETERS, PEAK MILK PRODUCTION, MILK PRODUCTION, LACTATION PERSISTENCY, ANIMAL MODEL, REML.

#### Resumen

El objetivo de este estudio fue estimar covarianzas genéticas y fenotípicas para características de la curva de lactancia y días abiertos en vacas Holstein. Los datos incluyeron 1 579 lactancias de 766 vacas, hijas de 126 sementales, en un hato en el norte de México. Las características estudiadas por lactancia fueron días abiertos (DO), producción máxima de leche (P<sub>MÁX</sub>), días a la producción máxima (D<sub>P<sub>MÁX</sub></sub>), producción de leche de 305 días (MP<sub>305</sub>), persistencia de la lactancia por Wood (PERSW), persistencia de Wood expresada como logaritmo natural (LN<sub>PERSW</sub>) y persistencia medida como ((producción al día 305/P<sub>MÁX</sub>) × 100) (PERS). Los componentes de covarianza fueron obtenidos mediante el uso de modelos univariados y bivariados con máxima verosimilitud restringida. Las heredabilidades estimadas para las características con el modelo de repetibilidad tuvieron valores generalmente inferiores a los estimados con los análisis dentro de lactancia. Las heredabilidades promedio estimadas con modelos univariados dentro de lactancia para DO, MP<sub>305</sub>, P<sub>MÁX</sub>, D<sub>P<sub>MÁX</sub></sub> y LN<sub>PERSW</sub> fueron  $0.13 \pm 0.09$ ,  $0.28 \pm 0.09$ ,  $0.28 \pm 0.09$ ,  $0.17 \pm 0.10$  y  $0.22 \pm 0.10$ , respectivamente. Las correlaciones genéticas entre MP<sub>305</sub> y DO ( $0.66 \pm 0.57$ ) y entre P<sub>MÁX</sub> y DO ( $0.55 \pm 0.71$ ) fueron desfavorables para las primeras lactancias, pero con errores estándar elevados. Los resultados confirman una heredabilidad baja para DO, pero con valores posiblemente mayores en vacas jóvenes. La correlación genética entre MP<sub>305</sub> y P<sub>MÁX</sub> fue de  $0.89 \pm 0.09$  y entre LN<sub>PERSW</sub> y D<sub>P<sub>MÁX</sub></sub> fue  $0.98 \pm 0.21$  para la tercera lactancia, lo que indica que D<sub>P<sub>MÁX</sub></sub> es buen estimador de la persistencia. No se encontró evidencia de correlación genética entre MP<sub>305</sub> y LN<sub>PERSW</sub>.

**Palabras clave:** GANADO LECHERO, PARÁMETROS GENÉTICOS, PRODUCCIÓN MÁXIMA DE LECHE, PRODUCCIÓN DE LECHE, PERSISTENCIA DE LA LACTANCIA, MODELO ANIMAL, REML.

Recibido el 7 de agosto de 2008 y aceptado el 11 de mayo de 2009.

\*Departamento de Genética y Bioestadística, Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Nacional Autónoma de México, 04510, México, D. F.

\*\*Universidad Autónoma Metropolitana-Xochimilco, Calzada del Hueso 1100, Col Villa Quietud, 04960, México, D. F. Responsable de la correspondencia, Tel.: (55) 5622-5894, Fax: (55) 5622-5956. Correo electrónico: montaldo@servidor.unam.mx.

Nota: Este trabajo es resultado de la tesis de Maestría en Ciencias del primer autor.

## Introduction

The genetic improvement of dairy cattle populations require knowledge about genetic and phenotypic covariance's for the economically important traits.<sup>1,2</sup> Traditionally, milk production has been the main selection criterion in dairy cattle, because it is directly related to dairymen income.<sup>3,4</sup> Recently, the emphasis given to the study of several reproduction and health traits has increased in order to obtain a reduction in production costs and to improve animal welfare.<sup>5-7</sup> Some authors have assessed the inclusion of lactation curve characteristics such as persistency, peak yield and milk yield as selection criteria.<sup>8-11</sup> Several studies have shown that both genetically and phenotypically, fertility and milk production have unfavorable relationships.<sup>12-16</sup> These studies have also shown heritability values below 0.10 for days open. The heritability for days open and calving interval in Mexico has been estimated in a range from zero to 0.038,<sup>17,18</sup> though there are no estimates available for the genetic covariances that involve lactation curve characteristics and fertility in Mexican dairy cattle. The aim of this study was to estimate genetic and phenotypic (co)variances (heritabilities, repeatabilities, and genetic and phenotypic correlations) for days open (DO), peak milk production (PMAX), days to peak milk production (DPMAX), milk production at 305 days (MP305), lactation persistency (based on Wood equation) (PERSW), lactation persistency expressed as the natural logarithm of the Wood equation persistency (LNPERSW), and lactation persistency measured as (production at day 305/PMP)×100 (PERS), in a commercial herd of Holstein cows in the arid region of northern Mexico.

## Material and methods

### *Population and management*

The information was obtained from a dairy cattle herd from Bermejillo, Durango, Mexico, at 25° 49' N latitude, 103° 29' W longitude and 1325 masl. The weather is arid, semi calid, with rains during the summer and extreme temperature. Annual rainfall (r) is 261 mm and average temperature (t) is 18.6°C. Average humidity index (r/t) is 14% and the annual oscillation of monthly average temperature is 10.5°C.<sup>19</sup>

The animals were managed in a stall free system with available shade. Feeding was based on concentrate, alfalfa, ryegrass, corn silage, and mineral supplements. The concentrate was available during the milking, twice a day. The milking parlor is a double tandem with capacity for 48 cows.

The records initially analyzed were obtained from

## Introducción

El mejoramiento genético de las poblaciones de vacas lecheras requiere el conocimiento sobre las covarianzas genéticas y fenotípicas de las características económicamente importantes.<sup>1,2</sup> Tradicionalmente, la producción de leche ha sido el principal criterio de selección en las vacas lecheras, porque se relaciona de manera directa con la ganancia económica para los productores.<sup>3,4</sup> Recientemente se ha incrementado el énfasis dado al estudio de varias características reproductivas y de salud con el objetivo de obtener una reducción en los costos de producción y mejorar el bienestar animal.<sup>5-7</sup> Algunos autores han evaluado las características de la curva de lactancia, como persistencia, la producción máxima y la producción de leche para determinar su posible inclusión como criterios de selección.<sup>8-11</sup> Varios estudios han demostrado que, genética y fenotípicamente, la eficiencia reproductiva y la producción de leche tienen relaciones genéticas y fenotípicas desfavorables.<sup>12-16</sup> Estos estudios también demostraron valores de heredabilidades por debajo de 0.10 para los días abiertos. Las heredabilidades para días abiertos y el intervalo entre partos en México han sido estimados en un rango de cero hasta 0.038,<sup>17,18</sup> mientras que no hay estimaciones disponibles para las covarianzas genéticas que implican las características de la curva de lactancia y de reproducción para el ganado lechero mexicano. El objetivo de este estudio fue estimar los componentes de covarianza genética y fenotípica (heredabilidades, repetibilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas) para los días abiertos (DO), la producción máxima de leche (PMÁX), los días a la producción máxima (DPMÁX), la persistencia de la lactancia estimada con la metodología de Wood (PERSW), la persistencia de la lactancia estimada con la metodología de Wood en forma logarítmica (LNPERSW), la persistencia medida como 100×(producción del día 305/producción máxima de leche) (PERS) y la producción de leche a 305 días (MP305), con datos de un hato comercial de vacas Holstein en la región árida del norte de México.

## Material y métodos

### *Población y manejo*

La información se obtuvo de un hato de ganado lechero en Bermejillo, Durango, México, localizado a 25° 49' latitud N, con 103° 29' longitud O y 1 325 msnm. El clima se clasifica como muy árido, semicálido, con lluvias en verano y temperatura extrema. La precipitación anual (r) es de 261 milímetros y la temperatura media anual (t) es de 18.6°C, el índice medio

1981 and 1993. The information included monthly records of the test-day milk production and reproductive data for 2 112 calvings from 891 Holstein cows. Sire and dam identification were also available.

The reproduction of the herd is based on artificial insemination using sires from Canada and the United States of America, selected on the basis of their genetic evaluations for milk production. Replacement heifers were obtained from the same herd.

### Analyzed variables

Monthly test-day data were used to model lactation curves for individual lactations, using Wood's equation:<sup>20</sup>

$$Y_n = an^b e^{-cn} \quad [1]$$

Where:

$Y_n$  = Milk production at n-th day;

a, b and c = are the equations' parameters;

a = is a position factor indicating production at the beginning of lactation;

b = is the increasing rate until peak production is reached;

c = is an index of gradual decline from peak production;

e = is the base of the natural logarithms (ln).<sup>20</sup>

These parameters were estimated from the linear form of equation 1, by multiple regression, using ordinary least-squares shown below:

$$\text{LN } Y = \ln(a) + \ln b n - cn \quad [2]$$

The 305-day milk yield (MP305) was obtained for each lactation, by adding the daily milk yield predicted from the model from day 1 to day 305, using the equation:

$$\text{PL305} = \sum_{n=1}^{305} an^b e^{-cn}$$

Peak milk production (P<sub>MAX</sub>) was obtained by:  $P_{MAX} = a(b/c) \exp(-b)$ . Day at peak production (D<sub>P<sub>MAX</sub></sub>): b/c days after calving. Wood's persistency (PERSW) was evaluated as follows:  $PERSW = (b+1) \ln(c) + \ln(b+1)$ .

In addition, the natural logarithm of PERSW (LN<sub>PERSW</sub>) was obtained to analyze a variable with a distribution closer to normal.<sup>21</sup>

The lactation persistency was also obtained (PERS), as the percentage of the production at day 305 (Y<sub>305</sub>) with respect to peak milk production as:  $(Y_{305}/P_{MAX}) \times 100$

de la humedad (r/t) es de 14% y la oscilación anual del promedio de la temperatura mensual es de 10.5°C.<sup>19</sup>

Los animales fueron criados en un sistema intensivo con sombra disponible. La alimentación se basó en concentrado, alfalfa, ryegrass, ensilaje de maíz y complementos minerales. El concentrado fue ofrecido durante el ordeño dos veces al día. La sala de ordeño es un tándem doble con capacidad para 48 vacas.

Los registros analizados inicialmente se obtuvieron entre 1981 y 1993. La información incluyó los registros mensuales de la producción de leche por día y los eventos reproductivos de 2 112 partos de 891 vacas Holstein. La identificación del padre y de la madre también estuvo disponible.

La reproducción en el hato se basó en la inseminación artificial usando sementales de Canadá y de Estados Unidos de América, seleccionados con base en sus evaluaciones genéticas para la producción de leche. Las becerras de reemplazo fueron obtenidas del mismo hato.

### Variables analizadas

Se usaron datos mensuales del día de prueba para modelar curvas de lactancia para lactancias individuales, usando la ecuación de Wood:<sup>20</sup>

$$Y_n = an^b e^{-cn} \quad [1]$$

Donde:

$Y_n$  = Producción de leche al n-ésimo día;

a, b y c = parámetros de la ecuación;

a = factor de posicionamiento que indica la producción al principio de la lactancia;

b = tasa del incremento hasta alcanzar el punto de la producción máxima;

c = índice de la disminución gradual a partir de la producción máxima;

e = base de los logaritmos naturales ln.<sup>20</sup>

Estos parámetros fueron obtenidos de la forma lineal de la ecuación 1, mediante regresión múltiple, usando mínimos cuadrados ordinarios, como sigue:

$$\text{LN } Y = \ln(a) + \ln b n - cn \quad [2]$$

La producción de leche de 305 días (MP305) se obtuvo por medio de lactancia, sumando la producción de leche diaria predicha con el modelo a partir de los días 1 al 305 con la ecuación:

$$\text{PL305} = \sum_{n=1}^{305} an^b e^{-cn}$$

La producción de leche máxima (P<sub>MÁX</sub>) fue:

Only lactations with typical curves with respect to Wood's description were retained for final analysis<sup>20</sup> i.e., curves with an initial increase until peak production and a thereafter decrease until the end of lactation. Approximately, 20% of the lactations analyzed were excluded because of atypical shape. It was assumed that these curves correspond to cows with problems because of lack of information, erroneous data or management problems.

The coefficient of determination ( $R^2$ ) of Wood's model for individual lactations were between 0.42 to 0.99 with an average of 0.60. After editing all data, final analyses were performed using a pedigree file with 1 063 animals with information of sire and dam, 126 sires and a production and reproductive events file from 1 579 calvings from 766 cows.

### Covariance estimation

The single trait repeatability model used to estimate the heritability was:

$$y_{ijk} = \mu + f_i + n_j + a_k + p_k + e_{ijk}$$

where:

$y_{ijk}$  is one observation for the dependent variables; DO, MP305, PMAX, DPMAX, PERSW, LNPERSW and PERS.

$\mu$  = general mean;

$f_i$  = fixed effect of the  $i$ -th year-season of calving;

$n_j$  = fixed effect of the  $j$ -th parity;

$a_k$  = random genetic effect of the  $k$ -th animal;

$p_k$  = random permanent environmental effect for the  $k$ -th animal;

$e_{ijk}$  = random error term (NIID).

For the analysis two calving seasons were defined: (a) fall-winter, from August to January and (b) spring-summer, from February to July. Cows with five or more parities were grouped in one class.

All the analyses were made using the ASREML program.<sup>22</sup> In all the analyses the numerator relationship matrix **A** was used.

Variance components initially obtained for each trait were used as priors for performing analyses with multitrait analysis using models that contain the same effects included in the single trait analysis. These models did not reach convergence, because of heterogeneity of variances and covariances between parities. Because of this, multitrait analyzes were performed, using animal models with the fixed year-season and random animal effects within the three first parities.

The variables DO, MP305, PMAX, DPMAX and LNPERSW were chosen for the multitrait analyses, because it was considered that they reflect better the

PMAX =  $a (b/c) \exp(-b)$ . El día de la producción máxima (DPMAX) fue:  $b/c$  días después del parto. La persistencia de Wood (PERSW) fue:  $PERSW = (b + 1) \ln(c) + \ln(b + 1)$ .

Adicionalmente se calculó el logaritmo natural de PERSW (LNPERSW) para analizar una variable con una distribución más próxima a la normal.<sup>21</sup>

Se calculó también la persistencia de la lactancia (PERS), como el porcentaje que representa la producción de leche acumulada para el día 305 (Y305) sobre la producción de leche máxima como  $PERS = (Y305 / PMAX) \times 100$

Sólo se utilizaron lactancias con curvas típicas con respecto a la descripción de Wood para el análisis final;<sup>20</sup> es decir, curvas que presentaron incremento inicial hasta alcanzar la producción del pico y después una disminución de la producción de leche hasta el final de la lactancia. Aproximadamente 20% de las lactancias analizadas fueron eliminadas debido a comportamiento atípico. Se presume que esas curvas corresponden a vacas con problemas de falta de información, datos equivocados o problemas de manejo.

El coeficiente de determinación ( $R^2$ ) del modelo de Wood para los datos analizados, varió de 0.42 a 0.99 para las lactancias individuales, con promedio de 0.60. Después de editar todos los datos, los análisis finales fueron realizados con un archivo de pedigrí con 1 063 animales con información de padre y madre, con 126 padres y un archivo de datos de producción y eventos reproductivos de 1 579 partos a partir de 766 vacas.

### Estimación de covarianzas

Se utilizaron modelos univariados de repetibilidad como el siguiente, para la estimación de las heredabilidades:

$$y_{ijk} = \mu + f_i + n_j + a_k + p_k + e_{ijk}$$

donde:

$y_{ijk}$  = observación para las variables dependientes: DO, MP305, PMAX, DPMAX, PERSW, LNPERSW y PERS.

$\mu$  = promedio general;

$f_i$  = efecto fijo del  $i$ -ésimo año-estación de parto;

$n_j$  = efecto fijo del  $j$ -ésimo número de parto;

$a_k$  = efecto genético aleatorio del  $k$ -ésimo animal;

$p_k$  = efecto ambiental permanente aleatorio para el  $k$ -ésimo animal;

$e_{ijk}$  = error aleatorio (NIID).

Para el análisis se definieron dos estaciones de parto: a) otoño-invierno, de agosto a enero y b) primavera-verano, de febrero a julio. Las vacas con cinco o más partos fueron agrupadas en una categoría.

studied aspects, since they had larger genetic variation, better distributional properties and to avoid redundancies. Models with different number of traits were used, because those traits with heritabilities equal to zero were excluded from the models to allow convergence.

## Results

The descriptive statistics for the studied traits by parity, and for the complete data set are shown in Table 1. Heritabilities, repeatabilities and phenotypic variances obtained from single trait repeatability models are shown in Table 2.

The heritabilities from the within-parity models were generally larger than those from repeatability models, although the heritability of some traits was zero for some parities (Tables 2, 3 and 4). The heritabilities obtained with within-lactation single-trait models (Table 3) were very similar to those obtained with multitrait models (Table 4).

Genetic correlations by parity are shown in Table 5, and phenotypic correlations by parity in Table 6.

## Discussion

### Milk production

The heritability for MP305 with the repeatability model (0.16) was lower than the average by parity (0.28). The range of estimates with different models

Todos los análisis se realizaron con el programa ASREML.<sup>22</sup> En todos los análisis se utilizó la matriz de parentescos aditivos **A**.

Los componentes de varianza inicialmente estimados para cada característica, se usaron como valores iniciales para realizar análisis con modelos multica-rácter de repetibilidad, con los mismos efectos usados en los modelos univariados, sin alcanzar la convergencia, debido a la presencia de heterogeneidad de varianzas y covarianzas entre lactancias. Por ello se realizaron análisis multica-rácter, en las tres primeras lactancias con modelos animales con el efecto fijo de año-estación y el efecto aleatorio de animal.

Se seleccionaron las variables DO, MP305, PMÁX, DPMÁX, LNPERSW para los análisis multica-rácter, pues se consideró que representaban mejor los aspectos estudiados, porque fueron las que tuvieron mayor variación genética, mejores propiedades de distribución y para evitar redundancias. Se usaron modelos multica-rácter con distinto número de variables, debido a que aquellas con heredabilidades iguales a cero se excluyeron de estos análisis para permitir la convergencia.

## Resultados

El Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos de las características estudiadas por lactancia y para todas las lactancias; el Cuadro 2, las heredabilidades, repetibilidades y las varianzas fenotípicas obtenidas con los modelos univariados de repetibilidad.

**Cuadro 1**  
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PARA LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS  
EN BOVINO HOLSTEIN EN EL NORTE DE MÉXICO  
DESCRIPTIVE STATISTICS FOR TRAITS STUDIED IN DAIRY  
CATTLE IN NORTHERN MEXICO

Traits	Parity											
	First			Second			Third			All		
	n	$\bar{\chi}$	SD <sup>a</sup>	n	$\bar{\chi}$	SD <sup>a</sup>	n	$\bar{\chi}$	SD <sup>a</sup>	n	$\bar{\chi}$	SD <sup>a</sup>
Days open (days)	369	112.2	62.7	348	106.3	59.2	264	117.1	69.5	1568	111.4	62.7
305-day milk production (kg)	369	6946	1429	348	7048	1649	264	6997	1716	1568	7014	1557
Peak production (kg)	369	26.7	5.5	348	30.9	6.4	264	31.5	7.2	1568	30.4	6.7
Day at peak production	369	78.2	37.8	348	51.5	24.8	264	47.6	20.8	1568	57.2	30.2
Ln Wood's persistency	369	7.23	0.53	348	6.74	0.57	264	6.66	0.52	1568	6.84	0.60
Wood's persistency	369	1586	912	348	995	600	264	888	490	1568	1118	738
PERS	369	68.1	16.5	348	46.0	17.00	264	42.7	15.7	1568	49.2	19.6

<sup>a</sup>Standard deviation

n = Number of records

$\bar{\chi}$  = Mean

PERS = percentage of production at day 305 (Y<sub>305</sub>) over peak milk production



(0.16-0.41) (Tables 2, 3 and 4) is approximately within the range of estimates from previous studies (0.14-0.40).<sup>23-25</sup>

These differences may indicate the presence of variance heterogeneity across lactations that may make repeatability models less proper for this analysis, as it is demonstrated by the lack of convergence observed in the multitrait repeatability models. The heritability for MP305 found in this study for first parity (0.16) (Table 2), is close to that estimated by Ravagnolo and Misztal,<sup>23</sup> as 0.14 for similar climatic conditions. For later parities, the heritabilities obtained (0.29 and

Las heredabilidades para los modelos dentro de lactancia fueron mayores que para los modelos de repetibilidad, aunque la heredabilidad de ciertas características fue cero para algunas lactancias (Cuadros 2, 3 y 4). Las heredabilidades obtenidas con los modelos univariados dentro de lactancia (Cuadro 3) fueron muy similares a las obtenidas con los modelos multicarácter (Cuadro 4).

Las correlaciones genéticas por lactancia se muestran en el Cuadro 5 y las correlaciones fenotípicas por lactancia en el Cuadro 6.

**Cuadro 2**

HEREDABILIDADES ( $h^2$ ), REPETIBILIDADES ( $t$ ) Y VARIANZAS FENOTÍPICAS ESTIMADAS CON MODELOS UNIVARIADOS DE REPETIBILIDAD PARA LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS EN BOVINOS HOLSTEIN EN EL NORTE DE MÉXICO  
HERITABILITIES ( $h^2$ ), REPEATABILITIES ( $t$ ) AND PHENOTYPIC VARIANCES ESTIMATED WITH SINGLE-TRAIT REPEATABILITY MODELS FOR THE STUDIED TRAITS OF HOLSTEIN CATTLE IN NORTHERN MEXICO

<i>Trait</i>	$h^2$	$SE^a$	$t$	$SE^a$	<i>Phenotypic variance</i>
Days open	0.008	0.035	0.123	0.033	3845
305-day milk production	0.157	0.052	0.327	0.033	2 069 000
Peak production	0.162	0.050	0.239	0.033	36
Days at peak production	0.013	0.022	0.013	0.022	748
Ln Wood's persistency	0.008	0.030	0.056	0.030	0.296
Wood's persistency	0.006	0.027	0.021	0.030	457 500
PERS	0.054	0.041	0.149	0.033	258

<sup>a</sup>Standard error

**Cuadro 3**

HEREDABILIDADES ( $h^2$ ) POR LACTANCIA CON MODELOS UNIVARIADOS PARA LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS EN BOVINOS HOLSTEIN EN EL NORTE DE MÉXICO  
HERITABILITIES ( $h^2$ ) BY PARITY FROM SINGLE TRAIT ANALYSES FOR THE STUDIED TRAITS OF HOLSTEIN CATTLE IN NORTHERN MEXICO

<i>Traits</i>	<i>Parity</i>							
	<i>First</i>		<i>Second</i>		<i>Third</i>		<i>Average<sup>a</sup></i>	
	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$
Days open	0.10	0.13	0.16	0.13	0.00	0.00	0.13	0.09
305-day milk production	0.29	0.14	0.13	0.11	0.41	0.20	0.28	0.09
Peak production	0.18	0.14	0.22	0.12	0.45	0.19	0.28	0.09
Days at peak production	0.12	0.12	0.00	0.00	0.23	0.17	0.17	0.10
Ln Wood's persistency	0.16	0.12	0.00	0.00	0.27	0.17	0.22	0.10
Wood's persistency	0.14	0.12	0.00	0.00	0.14	0.16	0.14	0.10
PERS	0.08	0.12	0.02	0.11	0.24	0.17	0.12	0.08

<sup>a</sup>Excluding zero values

<sup>b</sup> $SE$  = Standard error

PERS = percentage of production at day 305 ( $Y_{305}$ ) over peak milk production

**Cuadro 4**  
 HEREDABILIDADES ( $h^2$ ) POR LACTANCIA A PARTIR DE ANÁLISIS  
 MULTICARÁCTER PARA LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS EN  
 BOVINOS HOLSTEIN EN EL NORTE DE MÉXICO  
 HERITABILITIES ( $h^2$ ) BY PARITY FROM MULTITRAIT ANALYSES  
 FOR THE STUDIED TRAITS OF HOLSTEIN CATTLE IN  
 NORTHERN MEXICO

Traits	Parity							
	First		Second		Third		Average	
	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$	$h^2$	$SE^b$
Days open	0.11	0.12	0.18	0.14	– <sup>c</sup>	–	0.15	0.09
305-day milk production	0.31	0.14	0.10	0.11	0.35	0.20	0.25	0.09
Peak production	0.18	0.13	0.22	0.12	0.41	0.19	0.27	0.09
Days at peak production	0.18	0.12	0.18	0.13	0.11	0.15	0.14	0.08
Ln Wood's persistency	0.19	0.13	–	–	0.07	0.16	0.13	0.10

<sup>a</sup>Excluding zero values

<sup>b</sup> $SE$  = Standard error

<sup>c</sup>Missing values indicate that the trait was removed to allow convergence

**Cuadro 5**  
 CORRELACIONES GENÉTICAS ( $r_g$ ) DE LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS  
 PARA LAS TRES PRIMERAS LACTANCIAS EN BOVINOS HOLSTEIN  
 EN EL NORTE DE MÉXICO  
 GENETIC CORRELATIONS ( $r_g$ ) OF THE STUDIED TRAITS FOR THE FIRST THREE  
 PARITIES OF HOLSTEIN CATTLE IN NORTHERN MEXICO

Traits	Parity					
	First		Second		Third	
	$r_g$	$SE^a$	$r_g$	$SE^a$	$r_g$	$SE^a$
MP305-DO	0.66	0.57	–0.27	0.68	–	–
MP305-LNPERW	0.20	0.39	– <sup>b</sup>	–	0.03	0.86
DO-LNPERW	0.51	0.55	–	–	–	–
MP305-PMAX	1.00	0.08	1.02	0.19	0.89	0.09
DO-PMAX	0.55	0.71	–0.37	0.46	–	–
LNPERW-PMAX	0.18	0.50	–	–	–0.44	1.01
MP305-DPMAX	0.41	0.38	–	–	–0.30	0.79
DO-DPMAX	0.65	0.55	–	–	–	–
LNPERW-DPMAX	1.04	0.06	–	–	0.98	0.21
PMAX-DPMAX	0.47	0.51	–	–	–0.70	0.83

<sup>a</sup>Standard error

<sup>b</sup>Missing values indicate that the trait was removed to allow convergence

DO = days open; PMAX = peak milk production; DPMAX = days to peak milk production; MP305 = 305-day milk production; PERSW = lactation persistency based on Wood equation; LNPERSW = lactation persistency expressed as the natural logarithm of the wood equation persistency

Cuadro 6

CORRELACIONES FENOTÍPICAS ( $r_p$ ) DE LAS CARACTERÍSTICAS ESTUDIADAS  
PARA LAS TRES PRIMERAS LACTANCIAS EN BOVINOS HOLSTEIN  
EN EL NORTE DE MÉXICO  
PHENOTYPIC CORRELATIONS ( $r_p$ ) OF THE STUDIED TRAITS FOR THE FIRST  
THREE PARITIES OF HOLSTEIN CATTLE IN NORTHERN MEXICO

Traits	Parity					
	First		Second		Third	
	$r_p$	SE <sup>a</sup>	$r_p$	SE <sup>a</sup>	$r_p$	SE <sup>a</sup>
MP305-DO	0.096	0.054	0.195	0.054	–	–
MP305-LNPERW	0.198	0.053	– <sup>b</sup>	–	0.201	0.063
DO-LNPERW	0.231	0.051	–	–	–	–
MP305-PMAX	0.853	0.015	0.813	0.019	0.844	0.019
DO-PMAX	0.005	0.054	0.077	0.056	–	–
LNPERW-PMAX	0.008	0.054	–	–	0.078	0.065
MP305-DPMAX	0.177	0.053	–	–	0.168	0.064
DO-DPMAX	0.180	0.052	–	–	–	–
LNPERW-DPMAX	0.893	0.011	–	–	0.909	0.011
PMAX-DPMAX	0.003	0.055	–	–	0.052	0.065

<sup>a</sup>Standard error

<sup>b</sup>Missing values indicate that the trait was removed to allow convergence

DO = days open; PMAX = peak milk production; DPMAX = days to peak milk production; MP305 = 305-day milk production; PERSW = lactation persistency based on Wood equation; LNPERSW = lactation persistency expressed as the natural logarithm of the Wood equation persistency

0.31) were within the range of previously published values for dairy cattle in Mexico (0.18 to 0.48).<sup>26,27</sup>

Average heritabilities were 0.15 for DO, 0.25 for MP305, 0.27 for PMAX, 0.14 for DPMAX, and 0.13 for LNPERSW (Table 4). Muir *et al.*,<sup>28</sup> using first parity data in Holstein found heritabilities of 0.07 for calving interval, 0.45 for MP305, 0.09 for DPMAX and 0.18 for the persistency defined as the slope of the lactation curve after peak production. Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> using first parity data, found heritabilities as 0.26, 0.14, 0.26, and 0.05 for MP305, Wood's equation persistency, PMAX, and DPMAX, respectively.

Repeatability for MP305 was 0.33 (Table 2). This value is lower than the observed by Palacios Espinosa *et al.*<sup>26</sup> (0.45), Valencia *et al.*<sup>27</sup> and Montaldo and Torres,<sup>29</sup> (close to 0.50). However, it is within the range 0.25 to 0.48 observed by López and Lara,<sup>30</sup> in a review of genetic parameters for dairy cattle in the arid regions of Mexico.

### Lactation persistency

Heritability for lactation persistency traits (PERS, PERSW, LNPERSW), estimated with the single-trait repeatability models were all close to zero (Table 2). That result suggests that such traits are mainly dependent on environmental variation. This result

## Discusión

### Producción de leche

La heredabilidad estimada para MP305 con el modelo de repetibilidad (0.16) fue inferior al promedio de los valores obtenidos por lactancia (0.28). El rango de estimados con los distintos modelos (0.16-0.31) (Cuadros 2, 3 y 4), está aproximadamente dentro del rango de las estimaciones obtenidas en estudios anteriores, de 0.14 a 0.40.<sup>23-25</sup>

Estas diferencias reflejan la presencia de heterogeneidad de covarianzas a través de lactancias, que pueden hacer los modelos de repetibilidad menos adecuados para este análisis, como se demuestra por la falta de convergencia hallada en los análisis multivariable de repetibilidad. La heredabilidad para MP305 encontrada aquí en la primera lactancia de 0.16 (Cuadro 2), es cercana a la obtenida por Ravagnolo y Misztal,<sup>23</sup> de 0.14 bajo condiciones climáticas similares. Para las lactancias posteriores, los valores de heredabilidad obtenidos (0.29 y 0.31) se encuentran dentro del rango de los valores para el ganado lechero, publicados previamente para Holstein en México, de 0.18 a 0.48.<sup>26,27</sup>

Las heredabilidades promedio fueron 0.15 para DO, 0.25 para la MP305, 0.27 para PMAX, 0.14 para



may, however, be associated with the covariance structure, because when the analysis was performed within parity, the heritability estimates were from 0.14 to 0.27. Other authors have found values ranging from 0.05 to 0.14.<sup>21,31-33</sup> Heritability for PERS, PERSW, and LNPERSW obtained in the present study, were similar to those found by other authors with a single-trait model within parity.<sup>31-33</sup> The estimates for the third parity (0.14-0.27), are approximately similar to the observed by Sölker y Fuchs,<sup>11</sup> as 0.21, Van der Linde *et al.*,<sup>34</sup> as 0.15 and Jakobsen *et al.*,<sup>35</sup> as 0.21, but lower to that found by Swalve y Gengler,<sup>36</sup> as 0.30.

The repeatability for PERS was 0.15 (Table 2); this was close to the value obtained by Tekerli *et al.* (0.18).<sup>37</sup>

### **Peak milk production**

The heritability estimated for PMAX in this study with the single-trait repeatability model was 0.16 (Table 2), value slightly lower than the estimate by Rekaya *et al.*<sup>38</sup> (0.26). However, their value is lower than the obtained in the present study for the third parity (0.41 to 0.45) using a multitrait model (Tables 3 and 4).

The repeatability for PMAX was 0.24 (Table 2), similar to the estimated by Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> and Tekerli *et al.*,<sup>37</sup> as 0.26.

### **Days open**

The heritability obtained for DO with the single trait repeatability model (0.008) (Table 2), is close to the values found by Dematawewa and Berger,<sup>39</sup> as 0.04; Kadarmideen *et al.*,<sup>40</sup> from 0.012 to 0.028; Haile-Mariam *et al.*,<sup>32</sup> as 0.03; Abdallah and Mc Daniel,<sup>24</sup> as 0.03; Demeke *et al.*,<sup>41</sup> as 0.04; and Olori *et al.*,<sup>42</sup> as 0.04. Within parity analyses gave heritability values ranging between 0.10 and 0.18 (Tables 3 and 4). The repeatability of DO was 0.12 (Table 2), similar to the values observed by Damatawewa y Berger,<sup>39</sup> as 0.12, and Demeke *et al.*,<sup>41</sup> as 0.14. In Mexico, Montaldo and Torres,<sup>17</sup> obtained an estimate as 0.09.

### **Genetic correlations**

From the genetic point of view, MP305 and PMAX are practically the same variable with a  $r_g$  close to 1 (Table 6). Rekaya *et al.*<sup>21</sup> obtained a similar value (0.90); however, Jakobsen *et al.*<sup>43</sup> estimated as 0.47 and Van der Linde *et al.*,<sup>34</sup> as 0.52. The genetic correlation between LNPERSW and MP305 was 0.20 for first parity data (Table 6). This value is similar to the estimates by Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> 0.33 and Muir *et al.*,<sup>28</sup> 0.21 also using first parity data. MP305 had a favorable genetic correlation with LNPERSW in the first parity, but not in the third parity. The genetic correlation between

DPMÁX y 0.13 para LNPERSW (Cuadro 4). Muir *et al.*,<sup>28</sup> usando datos de primera lactancia en Holstein, encontraron heredabilidades de 0.07 para intervalo entre partos, 0.45 para la producción de leche, 0.09 para DPMÁX y 0.18 para la persistencia definida como la pendiente de la curva de lactancia después del rendimiento de leche al pico. Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> con datos de primera lactancia, encontraron heredabilidades de 0.26, 0.14, 0.26, y 0.05 para la producción de leche de 305 días, para la persistencia medida de acuerdo con la ecuación de Wood, para producción al pico, y para los días a la producción máxima en leche, respectivamente.

La repetibilidad para MP305 fue 0.33 (Cuadro 2). Este valor es inferior al observado por Palacios Espinosa *et al.*,<sup>26</sup> (0.45) y también al obtenido por Valencia *et al.*<sup>27</sup> y Montaldo y Torres,<sup>29</sup> (cerca a 0.50). Sin embargo, está dentro del rango de 0.25 a 0.48 observado por López y Lara,<sup>30</sup> en una revisión de parámetros genéticos de ganado lechero para las regiones áridas de México.

### **Persistencia de la lactancia**

Las heredabilidades para las distintas características de persistencia de la lactancia (PERS, PERSW, LNPERSW), estimadas con los modelos univariados de repetibilidad fueron todas cercanas a cero (Cuadro 2). Este resultado podría sugerir que tales características dependen principalmente de la variación ambiental. Esto, sin embargo, podría estar asociado con la estructura de covarianzas porque cuando el análisis se realizó dentro de lactancia, los valores de heredabilidad se estimaron en un rango que va de 0.14 a 0.27. Otros autores han encontrado valores que van desde 0.05 hasta 0.14.<sup>21,31-33</sup> Las heredabilidades para PERS, PERSW, LNPERSW obtenidas aquí fueron similares a las halladas por otros autores con un modelo univariado por lactancia,<sup>31-33</sup> sin embargo, en la tercera lactancia son mayores a los observados por Sölker y Fuchs,<sup>11</sup> de 0.21. Los estimados para la tercera lactancia (0.14-0.27), son aproximadamente similares a los observados por Sölker y Fuchs,<sup>11</sup> de 0.21, Van der Linde *et al.*,<sup>34</sup> de 0.15 y de Jakobsen *et al.*,<sup>35</sup> de 0.21, pero menores al encontrado por Swalve y Gengler,<sup>36</sup> de 0.30.

Van der Linde *et al.*,<sup>34</sup> de 0.15 y de Jakobsen *et al.*,<sup>35</sup> de 0.21, pero similares para LNPERSW en el análisis multicarácter para la primera lactancia y un valor menor al encontrado por Swalve y Gengler,<sup>36</sup> de 0.30. La repetibilidad para PERS fue de 0.15 (Cuadro 2); ésta fue similar al valor de 0.18 obtenido por Tekerli *et al.*<sup>37</sup>

LNPERSW and PMAX was 0.18 for first parity data, and  $-0.44$ , but not significantly different ( $P > 0.05$ ) for third parity data (Table 6). Rekaya *et al.*<sup>21</sup> estimated that correlation as  $-0.14$ . There is evidence of heterogeneity on the associations between these variables across parities (Table 6). This suggests that these kind of studies must be analyzed within parity; however, that could also be the result of the particular characteristics of this data set.

The standard errors for genetic correlations of LNPERSW with other traits were high, which is partly explained by the lower additive genetic variation of LNPERSW and by the number of observations.<sup>24,44</sup> The genetic correlation between LNPERSW and DPMAX was close to 1 (Table 6). The genetic correlation between MP305 and DPMAX was 0.41 for first parity data and  $-0.30$  for third parity data, but with a standard error larger than the parameter estimate. Muir *et al.*,<sup>28</sup> find this value as 0.63 and Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> as 0.59, for this correlation using first lactation data. The correlation between DO and MP305 was 0.66, although not significantly different ( $P > 0.05$ ). Muir *et al.*<sup>28</sup> estimated the genetic correlation between DO and MP305 as 0.51 for first parity data.

Studies by Veerkamp *et al.*<sup>44</sup> and Abdallah and McDaniel,<sup>24</sup> also suggest a genetic antagonism between DO and MP305, with positive values for the genetic correlations. The genetic correlation for second parity data was  $-0.27$ . However, other studies<sup>45-47</sup> have demonstrated a genetic correlation close to zero (0.01 a 0.04) between these traits.

There is evidence of an unfavorable genetic association between DO and PMAX, and between LNPERSW and DPMAX in first parity cows, but not for later parities (Table 5). The genetic correlation of DO with LNPERSW was 0.51 for the first parity. Muir *et al.*,<sup>28</sup> found the genetic correlation between calving interval and LNPERSW as 0.17. The genetic correlation between DO and DPMAX was 0.65 for first parity data, while Muir *et al.*<sup>28</sup> found a value of 0.31 between calving interval and DPMAX.

### **Phenotypic correlations**

The phenotypic correlation between MP305 and PMAX, and between LNPERSW and DPMAX were close to 0.90 (Table 5). These results are similar to the obtained by Rekaya *et al.*<sup>21</sup>

The phenotypic correlation between MP305 and DPMAX for first parity was 0.18, and 0.17 for the third; Muir *et al.*<sup>28</sup> estimated a value of 0.10. The phenotypic correlation between LNPERSW and MP305 was 0.20. Jakobsen *et al.*<sup>43</sup> found a value of 0.54, while Rekaya *et al.*<sup>21</sup> estimated it as 0.40. The phenotypic correlation between PMAX and LNPERSW was esti-

### **Producción máxima de leche**

La heredabilidad estimada para PMÁX en este estudio con el modelo univariado de repetibilidad fue 0.16 (Cuadro 2), valor ligeramente inferior al estimado por Rekaya *et al.*<sup>38</sup> de 0.26. Sin embargo, este valor es menor al obtenido en este estudio (0.41 a 0.45) para la tercera lactancia con un modelo multicarácter (Cuadros 3 y 4).

La repetibilidad para PMÁX fue 0.24 (Cuadro 2), valor similar al estimado por Rekaya *et al.*<sup>21</sup> y Tekerli *et al.*,<sup>37</sup> de 0.26.

### **Días abiertos**

La heredabilidad obtenida para DO en el modelo unicarácter de repetibilidad (0.008) (Cuadro 2), es similar a los valores hallados por Dematawewa y Berger,<sup>39</sup> de 0.04; Kadarmideen *et al.*,<sup>40</sup> de 0.012 a 0.028; de Haile-Mariam *et al.*<sup>32</sup> de 0.03; Abdallah y Mc Daniel,<sup>24</sup> de 0.03; Demeke *et al.*,<sup>41</sup> de 0.04; y de Olori *et al.*,<sup>42</sup> de 0.04. Los análisis dentro de lactancia arrojaron valores de heredabilidad entre 0.10 y 0.18 (Cuadros 3 y 4). La repetibilidad de DO fue de 0.12 (Cuadro 2), similar a los valores observados por Damatawewa y Berger,<sup>39</sup> de 0.12; y Demeke *et al.*,<sup>41</sup> de 0.14. En México, Montaldo y Torres,<sup>17</sup> estimaron un valor de 0.09.

### **Correlaciones genéticas**

MP305 y la PMÁX son prácticamente la misma variable genéticamente hablando, con una  $r_g$  cercana a 1 (Cuadro 6). Rekaya *et al.*<sup>21</sup> obtuvieron un valor similar de 0.90; sin embargo, Jakobsen *et al.*<sup>43</sup> encontraron un valor de 0.47 y Van der Linde *et al.*<sup>34</sup> encontraron un valor de 0.52. LNPERSW tuvo una correlación genética de 0.20 con MP305 para los datos de primera lactancia (Cuadro 6), que es similar a las estimaciones de Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> de 0.33 y Muir *et al.*,<sup>28</sup> de 0.21 también para datos de primera lactancia. MP305 tuvo una correlación genética favorable con LNPERSW en la primera lactancia, pero no en la tercera lactancia. La correlación genética entre LNPERSW y PMÁX fue de 0.18 para datos de primera lactancia y  $-0.44$  aunque no significativa ( $P > 0.05$ ), para datos de tercera lactancia (Cuadro 6). Rekaya *et al.*,<sup>21</sup> estimaron dicha correlación genética como  $-0.14$ . Hay evidencias de heterogeneidad de las asociaciones entre estas variables entre lactancias (Cuadro 6), lo que sugiere que este tipo de estudios debería hacerse por lactancia, empero, esto podría indicar características particulares de esta base de datos.

Los errores estándar para las correlaciones genéticas de LNPERSW con otras características fueron grandes, ello se explica, en parte, por la pequeña varia-

mated between 0.01 and 0.08 (Table 5), while Rekaya *et al.*<sup>21</sup> estimated it as -0.03. The phenotypic correlations were positive between DO and MP305 (0.10), LNPERSW (0.23), PMAX (0.01 to 0.08) and DPMAX (0.17 to 0.18). Muir *et al.*<sup>28</sup> estimated these values for calving interval with MP305 as 0.17, with LNPERSW as 0.23, and with DPMAX as 0.09.

### Implications

For all the traits, heritability values estimated with the repeatability models were lower than those estimated using within-lactation models. The lack of convergence obtained using multitrait repeatability models indicates that the covariance structure between parities is different, which is a form of genotype-environmental interaction. This indicates that considering parities as different traits in multitrait genetic evaluations, might be more appropriate than using a repeatability model.

The heritabilities obtained in this study confirm that MP305, PMAX, and LNPERSW are traits with enough genetic variation to obtain changes by selection. MP305 and PMAX had a high and positive genetic correlation, which indicates that increasing 305-day milk production will increase peak production as well. This may lead to metabolic postpartum problems. The genetic correlation between milk production and LNPERSW was positive. Results indicate that reproductive and persistency traits in this population of northern Mexico would have small selection responses. In the short term, these traits may be improved by changing the environmental conditions.

The genetic correlations of DO with MP305, PMAX, LNPERSW and DPMAX were positive for first parity data, indicating an existing antagonism between milk yield and reproduction. However, results for second lactation indicate favorable genetic relationships between DO with MP305 and PMAX, but they were not statistically significant ( $P > 0.05$ ). In this respect, Ruiz *et al.*,<sup>48</sup> using first parity Holstein Mexican cattle data, did not find evidences of genetic antagonisms between fertility, measured as calving interval, and milk yield.

Due to the relatively high economic importance of reproductive traits in dairy cattle,<sup>49,50</sup> and the small heritability values found in this study, it may be useful to look for indirect selection criteria, such as feed intake or body condition which affect both reproduction and lactation curve features<sup>14</sup> or hormone profiles.<sup>16</sup> These traits may have higher heritability values; therefore, indirect selection responses for fertility traits could be larger to those expected with direct selection. This would be possible if it is feasible to measure all these traits in the population and if their genetic correlations with fertility were large enough.

ción genética aditiva de LNPERSW y por el número de las observaciones.<sup>24,44</sup> Cabe destacar que Rekaya *et al.*<sup>21</sup> estimaron dicha correlación genética como -0.14. La correlación genética entre LNPERSW y DPMÁX fue cercana a 1 (Cuadro 6). La correlación genética entre MP305 y DPMÁX fue 0.41 para datos de primera lactancia y -0.30 para datos de tercera lactancia pero con un error estándar mayor al estimador del parámetro. Muir *et al.*<sup>28</sup> encontraron un valor de 0.63 y Rekaya *et al.*<sup>21</sup> de 0.59, para esta correlación usando datos de primera lactancia. La correlación genética entre DO y MP305 fue 0.66, aunque no significativa ( $P > 0.05$ ). Muir *et al.*<sup>28</sup> encontraron una correlación genética de 0.51 entre MP305 y DO para datos de primera lactancia.

Los estudios realizados por Veerkamp *et al.*<sup>44</sup> y Abdallah y McDaniel,<sup>24</sup> también sugieren un antagonismo genético entre las características entre MP305 con DO con valores positivos de las correlaciones genéticas. La correlación genética para datos de segunda lactancia fue de -0.27; Otros estudios,<sup>45-47</sup> sin embargo, han demostrado una correlación genética cercana a cero (0.01 a 0.04) entre estas características.

Hay evidencias de asociaciones genéticas desfavorables de DO con PMÁX, LNPERSW y DPMÁX en la primera lactancia, pero no en las lactancias posteriores (Cuadro 5) La correlación genética de DO con LNPERSW fue de 0.51 para la primera lactancia. Muir *et al.*<sup>28</sup> estimaron la correlación genética entre intervalo entre partos y LNPERSW como 0.17. La correlación genética entre DPMÁX y DO fue 0.65 para datos de primera lactancia, mientras que Muir *et al.*<sup>28</sup> encontraron un valor de 0.31 entre intervalo entre partos y DPMÁX.

### Correlaciones fenotípicas

La correlación fenotípica entre MP305 y PMÁX y entre LNPERSW y DPMÁX fue cercana a 0.9 (Cuadro 5). Estos resultados son similares a los obtenidos por Rekaya *et al.*<sup>21</sup>

La correlación fenotípica entre MP305 y DPMÁX para la primera lactancia fue 0.18 y 0.17 para la tercera; Muir *et al.*<sup>28</sup> estimaron un valor de 0.10. La correlación fenotípica entre LNPERSW y MP305 fue 0.20. Jakobsen *et al.*<sup>43</sup> encontraron un valor de 0.54, mientras que Rekaya *et al.*<sup>21</sup> lo estimaron como 0.40. La correlación fenotípica entre PMÁX y LNPERSW se estimó entre 0.01 y 0.08 (Cuadro 5), en tanto que Rekaya *et al.*<sup>21</sup> la estimaron como -0.03. Las correlaciones fenotípicas fueron positivas para DO con MP305 (0.10), LNPERSW (0.23), PMÁX (0.01 a 0.08) y DPMÁX (0.17 a 0.18). Muir *et al.*<sup>28</sup> estimaron los valores para intervalo entre partos con MP305 como 0.17, con LNPERSW como 0.23 y con DPMÁX como 0.09.



## Acknowledgements

Authors are thankful to Marcia Castillo Mendoza for proof reading the English manuscript.

## Referencias

1. HOFER A. Variance component estimation in animal breeding: a review. *J Anim Breed Genet* 1998; 115:247-265.
2. HANSEN LB. Consequences of Selection for Milk yield from a geneticist's viewpoint. *J Dairy Sci* 2000; 83:1145-1150.
3. VEERKAMP RF. Selection for economic efficiency of dairy cattle using information on live weight and feed intake: a review. *J Dairy Sci* 1998; 81:1109-1119.
4. MOURITS MCM, HUIRNE RBM, DIJKHUIZEN AA, KRISTENSES AR, GALLIGAN DT. Economic optimization of dairy heifer management decisions. *Agric Sys* 1999; 61:17-31.
5. HOLMANN FJ, SHUMWAY CR, BLAKE RW, SCHWART RB, SUDWEEKS EM. Economic value of days open for Holstein cows of alternative milk yields with varying calving intervals. *J Dairy Sci* 1984; 67:636-643.
6. STRANDBERG E, OLTENACU PA. Economic consequences of different calving intervals. *Acta Agric Scand* 1989; 39: 407-420.
7. OLESEN I, GROEN AF, GJERDE B. Definition of animal breeding goals for sustainable production systems. *J Anim Sci* 2000; 78, 570-582.
8. GROSSMAN M, HARTZ SM, KOOPS WJ. Persistency of lactation yield: A novel approach. *J Dairy Sci* 1999; 82:2192-2197.
9. DEKKERS JCM, TEN HAG JH, WEERSINK A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. *Livest Prod Sci* 1998; 53:237-252.
10. GENGLER N. Persistency of lactation yields: A review. Workshop on genetic improvement of functional traits in cattle. *Interbull Bull* 1996; 12:87-95.
11. SÖLKNER J, FUCHS W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. *Livest Prod Sci* 1987; 16:305-319.
12. CASTILLO-JUAREZ H, OLTENACU PA, BLAKE RW, MCCULLOCH CE, CIENFUEGOS-RIVAS EG. Effect of herd environment on the genetic and phenotypic relationships among milk yield, conception rate and somatic cell score in Holstein cattle. *J Dairy Sci* 2000; 83: 807-814.
13. DECHOW CD, ROGERS GW, CLAY JS. Heritabilities and correlations among body condition scores, production traits, and reproductive performance. *J Dairy Sci* 2001; 84: 266-275.
14. VEERKAMP RF, KOENEN EPC, DE JONG G. Genetic correlations among body condition score, yield, and fertility in first-parity cows estimated by random regression models. *J Dairy Sci* 2001; 84:2327-2335.
15. DECHOW CD, ROGERS GW, CLAY JS. Heritability and correlations among body condition score loss,

## Implicaciones

Los valores de heredabilidad estimados para todas las características con el modelo de repetibilidad fueron menores a los estimados con el modelo dentro de lactancias. La falta de convergencia obtenida usando modelos de repetibilidad multicarácter indica que la estructura de (co)varianzas difiere entre lactancias, que representa una forma de interacción genotipo-medio ambiente. Esto puede indicar la conveniencia de realizar evaluaciones genéticas multicarácter considerando las lactancias como diferentes características, en lugar de usar un modelo de repetibilidad.

Las heredabilidades obtenidas aquí confirman que MP305, PMÁX y LNPERSW son características con suficiente variación genética aditiva para obtener cambios por selección. En este contexto, MP305 y PMÁX son características con una correlación genética alta y positiva, lo cual indica que la selección para una mayor producción de leche a 305 días incrementará el pico de producción, como consecuencia ello puede conducir a problemas metabólicos posparto. La correlación genética entre la producción de leche y LNPERSW fue positiva. Los resultados indican que la selección directa para las características reproductivas y de persistencia en esta población en el norte de México, tendría respuestas pequeñas a la selección. A corto plazo, estas características pueden ser mejoradas manipulando las condiciones ambientales.

Las correlaciones genéticas de DO con MP305, PMÁX, LNPERSW y DPMÁX fueron positivas para datos de primeras lactancias, indicando un antagonismo entre la producción de leche y la reproducción. Los resultados para la segunda lactancia indican, sin embargo, relaciones genéticas favorables entre DO con MP305 y PMÁX, aunque no fueron estadísticamente significativas. A este respecto, Ruiz *et al.*<sup>48</sup> no encontraron para México evidencias de antagonismos entre fertilidad medida como intervalo entre partos y la producción de leche, usando datos de primeras lactancias de vacas Holstein.

Debido a la importancia económica relativamente alta de las características reproductivas en las vacas,<sup>49,50</sup> así como los valores muy bajos de heredabilidad observados en este estudio, podría ser de utilidad buscar criterios de selección indirectos, como consumo de alimento o condición corporal, que afectan tanto la reproducción como la curva de lactancia<sup>14</sup> o perfiles hormonales.<sup>16</sup> Estas características pueden tener valores más altos de heredabilidad; por tanto, las respuestas indirectas de la selección para las características reproductivas podrían ser mayores a las obtenidas por selección directa, si fuese posible medirlas en toda la población y si las correlaciones genéticas con fertilidad fuesen suficientemente altas.

- body condition score, production and reproductive performance. *J Dairy Sci* 2002; 85: 3062-3070.
16. PRYCE JE, ROYAL MD, GARNSWORTHY PC, MAO IL. Fertility in the high-producing dairy cow. *Livest Prod Sci* 2004; 86:125-135.
  17. MONTALDO HH, TORRES S. Parámetros genéticos y fenotípicos de la producción de leche e intervalo entre partos de una población de vacas Holstein en México. *Acta Universitaria* 1992; 2:37-43.
  18. LEMUS-FLORES C, BECERRIL-PEREZ CM, ORTIZ-SOLORIO CA, ESPINOZA-VELAZQUEZ J. Effect of percentage of white coat color on milk production and reproduction of first parturition Holsteins cows in some climates of Mexico. *Agrociencia* 2002; 36: 23-30.
  19. GARCÍA E. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. México DF: Instituto de Geografía, UNAM. 1988:220.
  20. WOOD PDP. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 1967; 216:164-165.
  21. REKAYA R, CARABAÑO MJ, TORO M.A. Bayesian analysis of lactation curves of Holstein-Friesian cattle using a nonlinear model. *J Dairy Sci* 2000; 83:2691-2701.
  22. GILMOUR AR, CULLIS B R, WELLIAM SJ, THOMPSON R. ASREML. Reference manual. Harpenden, U. K: IACR-Rothamsted Exp. Station, 2002.
  23. RAVAGNOLO O, MISZTAL I. Effect of heat stress on nonreturn rate in Holstein cow: genetic analyses. *J Dairy Sci* 2002; 85:3092-3100.
  24. ABDALLAH JM, MC DANIEL BT. Genetic parameters and trends of milk, fat, days open, and body weight after calving in North Carolina Experimental herds. *J Dairy Sci* 2000; 83:1364-1370.
  25. DRUET T, JAFFRÉZIC F, BOICHARD D, DUCROCQ V. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *J Dairy Sci* 2003; 86:2480-2490.
  26. PALACIOS-ESPINOSA A, RODRÍGUEZ-ALMEIDA F, JIMÉNEZ-CASTRO J, ESPINOZA-VILLAVICENCIO JL, NÚÑEZ-DOMÍNGUEZ R. Evaluación genética de un hato Holstein en Baja California Sur, utilizando un modelo animal con mediciones repetidas. *Agrociencia* 2001; 35:347-352.
  27. VALENCIA PM, RUIZ FJ, MONTALDO HH. Genetic and environmental variance components for milk yield across regions, time periods and herd levels for Holstein cattle in Mexico. *Revista Científica-FCV-LUZ*. 2004; 14:404-411.
  28. MUIR BL, FATEHI J, SCHAEFFER LR. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. *J Dairy Sci* 2004; 87:3029-3037.
  29. MONTALDO HH, TORRES S. Repetibilidad de la producción de leche e intervalo entre partos en una población de vacas Holstein en México. *Arch Zoot* 1993; 42: 361-366.
  30. LÓPEZ OR, LARA FV. Caracterización del mejoramiento genético de bovinos lecheros en México (tesis de licenciatura). Chapingo, México: Universidad Autónoma Chapingo, 1996.

## Agradecimientos

Los autores agradecen a Marcia Castillo Mendoza por revisar la versión en inglés de este artículo.

31. GENGLER N, TIJANI A, WIGGANS GR, PHILPOT JC. Indirect estimation of (co)variance functions for test-day yields during first and second lactations in the United States. *J Dairy Sci* 2001; 84:542-570.
32. HAILE-MARIAM M, BOWMAN PJ, GODDARD ME. Genetic and environmental relationship among calving interval, survival, persistency of milk yield and somatic cell count in dairy cattle. *Livest Prod Sci* 2003; 80:189-200.
33. ROOS APW, HARBERS AGF, DE JONG, G. Random herd curves in a test-day model for milk, fat, and protein production of dairy cattle in the Netherlands. *J Dairy Sci* 2004; 87:2693-2701.
34. VAN DER LINDE R, GROEN A, DE JONG G. Estimation of genetic parameters for persistency of milk production in dairy cattle. *Interbull Bull* 2000; 25:1-4.
35. JAKOBSEN JH, REKAYA R, JENSEN J, SORENSEN DA, MADSEN P, GIANOLA D *et al.* Bayesian estimate of covariance components between lactation curve parameters and disease liability in Danish Holstein cows. *J Dairy Sci* 2003;86:3000-3007.
36. SWALVE HH, GENGLER N. Genetic of lactation persistency. *J Anim Sci* 1999; 24:75-82.
37. TEKERLI M, AKINCI Z, DOGAN I, AKCAN A. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir Province of Turkey. *J Dairy Sci* 2000; 83:1381-1386.
38. REKAYA R, CARABAÑO MJ, TORO MA. Use of test day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein Friesian cattle. *Livest Prod Sci* 1999;57:203-217.
39. DEMATAWEWA CMB, BERGER PJ. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility, and survival in Holstein. *J Dairy Sci* 1998; 81:2700-2709.
40. KADARMIDEEN HN, THOMPSON R, COFFEY MP, KOSSAIBATI MA. Genetic parameters and evaluations from single- and multiple- trait analysis of dairy cow fertility and milk production. *Livest Prod Sci* 2003; 81:183-195.
41. DEMEKE S, NESER FWC, SCHOEMAN SJ. Estimates of genetic parameters for Boran, Friesian and crosses of Friesian and Jersey with the Boran cattle in the tropical highlands of Ethiopia: reproduction traits. *J Anim Breed Genet* 2004; 121:57-65.
42. OLORI VE, MEUWISSEN THE, VEERKAMP RF. Calving interval and survival breeding values as measure system with seasonal calving. *J Dairy Sci* 2002; 85:689-696.
43. JAKOBSEN JH, MADSEN P, JENSEN J, PEDERSEN J, CHRISTENSEN LG, SORENSEN DA. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression model using REML. *J Dairy Sci* 2002;85:1607-1616.
44. VEERKAMP RF, OLDENBROEK JK, VANDER GAAST

- HJ, VAN DER WERF JHJ. Genetic correlation between days until start of luteal activity and milk yield, energy balance, and live weights. *J Dairy Sci* 2000; 83:577-583.
45. RAHEJA KL, BURNSIDE EB, SCHAEFFER LR. Relationships between fertility and production in Holstein dairy cattle in different parity. *J Dairy Sci* 1989; 72:2670-2678.
46. OLTENACU PA, FRICK A, LINDHÉ B. Relationship of fertility to milk yield in Swedish cattle. *J Dairy Sci* 1991; 74. 264-268.
47. ROMAN MR, WILCOX CJ. Bivariate animal model estimates of genetic, phenotypic, and environmental correlations for production, reproduction, and somatic cells in Jerseys. *J Dairy Sci* 2000; 83:829-835.
48. RUIZ LF, VALENCIA PM, MONTALDO HH, CASTILLO-JUAREZ H. Genetic parameters for somatic cell counts, production and reproduction traits in primiparous Mexican Holstein cows. 8<sup>th</sup> World Congress on Genetics Applied to Livestock Production; 2006 August 13-18: Belo Horizonte, MG, Brazil. Belo Horizonte, MG, Brazil: Universidad de Minas Gerais y EMBRAPA – Cenargen FAO. CD – ROM- 636.0820063 page 21.
49. DU PLESSIS M, ROUX CZ. A breeding goal for South African Holstein Friesians in terms of economic weights in percentage units. *S Afr J Anim Sci* 1999; 29:237-244.
50. WOLFOVA M, PRIBYL J, WOLF J. Economic weights for production and functional traits of Czech dairy cattle breeds. *Czech J Anim Sci* 2001; 46:421-432.