



Estimación de parámetros genéticos para características de fertilidad en ganado Suizo Pardo bajo condiciones subtropicales en México

Estimation of genetic parameters for fertility traits in Brown Swiss cattle under subtropical conditions of Mexico

Ángel Ríos Utrera* René Carlos Calderón Robles**
Jorge Víctor Rosete Fernández* Juvencio Lagunes Lagunes**

Abstract

Pedigree and reproductive records of 151 Brown Swiss cows were analyzed with the objective of estimating the heritability (h^2) and the repeatability (r) for different measures of fertility. Cows were daughters of 49 sires and 102 dams. The study was carried out at Las Margaritas research station located in Puebla, Mexico. The pedigree was the same for all traits; it consisted of 287 individuals, and included dams without records and sires. Genetic parameters were estimated for conception rate at first service (CR), days to first registered heat after calving (DH), days to first registered service after calving (DS), days open (DO), and calving interval (CI). Estimations were made independently for each trait with a repeatability animal model, which included the direct additive genetic effect, as well as the permanent environmental effect of the cow. Genetic parameters were estimated with restricted maximum likelihood. In general, estimates of permanent environmental variance were greater than estimates of additive genetic variance, so that r was mainly determined by permanent environmental effects. Estimates of h^2 and r were: 0.02 ± 0.06 and 0.16 , 0.00 ± 0.05 and 0.15 , 0.03 ± 0.03 and 0.03 , 0.00 ± 0.03 and 0.14 , and 0.03 ± 0.07 and 0.12 for DH, DS, CR, DO and CI. Artificial selection as a tool to induce genetic change in measures of fertility studied would be slightly effective because additive genetic variance is scarce.

Key words: CONCEPTION RATE AT FIRST SERVICE, DAYS TO FIRST SERVICE, CALVING INTERVAL, DAIRY CATTLE, HERITABILITY, REPEATABILITY.

Resumen

Se analizaron los registros genealógicos y reproductivos de 151 vacas de la raza Suizo Pardo para estimar la heredabilidad (h^2) y el índice de constancia (r) de diferentes indicadores de fertilidad. Las vacas fueron hijas de 49 sementales y 102 madres. El estudio se realizó en el sitio experimental Las Margaritas, en Puebla, México. El pedigrí fue el mismo para todas las características, consistió de 287 animales e incluyó madres sin registros y padres. Los parámetros genéticos fueron estimados para tasa de gestación a primer servicio (TG), días al primer calor registrado después del parto (DC), días al primer servicio registrado después del parto (DS), días abiertos (DA) e intervalo entre partos (IEP). Las estimaciones se hicieron en forma independiente para cada característica, con un modelo de repetibilidad que incluyó el efecto genético aditivo individual, así como el efecto ambiental permanente de la vaca. Los parámetros genéticos fueron estimados por medio de máxima verosimilitud restringida. Los estimadores de la varianza del ambiente permanente, en general, fueron mayores que los de la varianza genética aditiva, por lo que r estuvo determinado principalmente por el ambiente permanente. Los estimadores de h^2 y r fueron: 0.02 ± 0.06 y 0.16 , 0.00 ± 0.05 y 0.15 , 0.03 ± 0.03 y 0.03 , 0.00 ± 0.03 y 0.14 , y 0.03 ± 0.07 y 0.12 para DC, DS, TG, DA e IEP, respectivamente. La selección artificial como una herramienta para inducir cambio genético en las diferentes mediciones de fertilidad sería poco efectiva, ya que la variación genética es escasa.

Palabras clave: TASA DE GESTACIÓN A PRIMER SERVICIO, DÍAS A PRIMER SERVICIO, INTERVALO ENTRE PARTOS, BOVINOS PRODUCTORES DE LECHE, HEREDABILIDAD, ÍNDICE DE CONSTANCIA.

Recibido el 14 de mayo de 2009 y aceptado el 1 de marzo de 2010.

*Campo experimental La Posta, Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, km 22.5, Carretera Veracruz-Córdoba, Paso del Toro, Municipio de Medellín de Bravo, Veracruz, 94277, México.

**Sitio experimental Las Margaritas, Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, km. 9.5, Carretera Hueytamalco-Tenampulco, Hueytamalco, Puebla, 73580, México.

***Centro de Investigaciones Pecuarias del Estado de Puebla, A. C., km. 9.5, Carretera Hueytamalco-Tenampulco, Hueytamalco, Puebla, 73580, México.

Introduction

Estimation of genetic parameters, such as heritability and repeatability, is a fundamental step previous to the design and instrumentation of any selection program with the aim to increase fertility. The most important genetically evaluated fertility indicators are: days open, days to first service after calving and calving interval. In the national genetic evaluation program for cow fertility, established in the United States of America and presented in February of 2003, the conception rate calculus of the sires' daughters is based on days open. In this program conception rate of the daughters is only a linear transformation of days open to facilitate the interpretation of the predicted transmission ability.¹

In the last 25 years many studies that report estimates of heritability and repeatability for different fertility indicators of different dairy breed bovine females have been published. Nevertheless, these heritability and repeatability estimates are specific of populations or subpopulations used in them, although they can be used as reference values in heritability and repeatability estimation of other populations or subpopulations of the same or different breed.

Likewise, the majority of this great number of studies has been carried out in Holstein cows bred in countries with temperate climate. Among these studies there are the ones done in France by Boichard and Manfredi,² in Switzerland by De Haas *et al.*,³ in Italy by Biffani *et al.*,⁴ in the United Kingdom by Kadarmideen *et al.*,⁵ and in Canada by Muir *et al.*,⁶ as well as the studies performed with Holstein cows bred in tropical areas of the United States of America,⁷ Kenia,⁸ Cuba,⁹ Brazil,¹⁰ and Mexico.¹¹ On the contrary, available researches in scientific literature with the purpose to genetically evaluate Brown Swiss cows fertility, as the ones carried out by Potocnik *et al.*¹² and Schnyder and Stricker,¹³ are comparatively scarce, very probably derived from the importance that this last dairy breed has in contrast to Holstein that is the most popular dairy breed in the world.

Based on the aforementioned, the present study was carried out with the intention to estimate the variance components and to determine heritability and repeatability of some fertility indicators of a Brown Swiss cow herd kept in a subtropical environment.

Environment description

The present study was performed in Las Margaritas experimental site, municipality of Hueytamalco, Puebla, Mexico, belonging to the Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP). The site is located in the northeast

Introducción

La estimación de parámetros genéticos, como la heredabilidad y el índice de constancia, es un paso fundamental previo al diseño e instrumentación de cualquier programa de selección con el objetivo de mejorar la fertilidad. Entre los indicadores de fertilidad más importantes evaluados genéticamente se encuentran los días abiertos, los días al primer servicio después del parto y el intervalo entre partos. En el programa de evaluaciones genéticas nacionales para la fertilidad de la vaca, establecido en Estados Unidos de América y presentado en febrero de 2003, el cálculo de la tasa de gestación de las hijas de sementales está basado en los días abiertos. En dicho programa, la tasa de gestación de las hijas es sólo una transformación lineal de los días abiertos para facilitar la interpretación de la habilidad predicha de transmisión.¹

En los últimos 25 años se ha publicado gran cantidad de trabajos que mencionan estimadores de heredabilidad e índice de constancia para diferentes indicadores de fertilidad de hembras bovinas de diferentes razas lecheras. Sin embargo, estos estimadores de heredabilidad e índice de constancia son específicos de las poblaciones o subpoblaciones utilizadas en ellos, aunque pueden ser usados como valores de referencia en la estimación de la heredabilidad y el índice de constancia de otras poblaciones o subpoblaciones de la misma o de diferente raza.

Asimismo, la mayoría de esta gran cantidad de trabajos se ha realizado con vacas de la raza Holstein criadas en países con clima templado. Entre estos trabajos se encuentran los realizados en Francia por Boichard y Manfredi,² en Suiza por De Haas *et al.*,³ en Italia por Biffani *et al.*,⁴ en Reino Unido por Kadarmideen *et al.*⁵ y en Canadá por Muir *et al.*,⁶ así como los trabajos realizados con vacas Holstein criadas en áreas tropicales de Estados Unidos de América,⁷ Kenia,⁸ Cuba,⁹ Brasil¹⁰ y México.¹¹ Por el contrario, las investigaciones disponibles en la literatura científica con el propósito de evaluar genéticamente la fertilidad de vacas Suizo Pardo, como las realizadas por Potocnik *et al.*¹² y Schnyder y Stricker,¹³ son comparativamente escasas, muy probablemente derivado de la importancia que tiene esta última raza lechera en comparación con la Holstein, que es la raza lechera más popular en el mundo.

Con base en lo anterior, el presente trabajo se realizó con la intención de estimar los componentes de varianza y de determinar la heredabilidad y el índice de constancia de algunos indicadores de fertilidad de un hato de vacas Suizo Pardo mantenido en un ambiente subtropical.

mountain range of the state of Puebla and has humid semi-warm subtropical climate Af(c). The annual average temperature is 20.8°C, the minimum is 15.3°C in winter, and the maximum is 24.2°C in summer. Also, it presents a well defined rain period from July to October, and cold front period with drizzle that starts at the end of October and ends in February.

Population structure

To accomplish the present study, 151 Brown Swiss female records were used. These females were offspring of 49 sires and 102 dams. Artificial insemination (mainly) and natural mount were provided by these sires. These females were born in a period of 26 years, from 1980 to 2006, at Las Margaritas experimental site that belongs to INIFAP.

Reproductive management

The reproductive management of the heifers was initiated when each reached approximately 350 kg, moment at which the first internal genital inspection was done by rectal palpation, routinely each 15 days to determine the existence of possible reproductive problems. Heat detection (estrous) was carried out during a specific schedule, in the morning (from 06:00 to 7:00 h) and in the afternoon (from 17:00 to 18:00 h), with the help of a bull with lateral deviation of the penis. Females in heat were inseminated in a conventional way. Those who presented heat during mornings were inseminated in the afternoon, and those who presented heat in the afternoon were inseminated the next day in the morning. The gestation diagnosis was performed 45 days after the last insemination.

Feeding

Cows were kept grazing in rotational grasslands with African Star grass (*Cynodon plectostachyus*). The occupation periods of the pasture were of two or three days, and rest periods were of 35 to 40 days, depending on the time of the year, with a stocking rate of 2.5 livestock/units per hectare a year. During the dry season (November to March), the cows were fed 20 to 30 kg fresh, chopped Japanese Cane (*Saccharum sinense*) animal/day. Also, lactating cows were fed during milking 3.5 kg of a commercial concentrate (16% crude protein and 70% total digestible nutrients) per day, while dry cows received 2 kg of the same feed per day.

Fertility indicators

Heritability and repeatability were estimated for five

Descripción del ambiente

El presente estudio se realizó en el sitio experimental Las Margaritas, Municipio de Hueytamalco, Puebla, México, perteneciente al Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP). El sitio está ubicado en la sierra nororiente del estado de Puebla y presenta clima subtropical húmedo-semicálido Af(c). La temperatura promedio anual es de 20.8°C, la mínima de 15.3°C en invierno, y la máxima es de 24.2°C en verano. Además, presenta un periodo bien definido de lluvias de julio a octubre, y un periodo de nortes con llovizna que inicia a finales de octubre y termina a finales de febrero.

Estructura de la población

Para la realización del presente estudio se utilizaron los registros de 151 hembras de la raza Suizo Pardo. Estas hembras fueron producidas con 49 sementales y 102 vacas. Los sementales fueron usados a través inseminación artificial (principalmente) y monta natural. Las hembras nacieron en un periodo de 26 años, de 1980 a 2006, en el sitio experimental Las Margaritas perteneciente al INIFAP.

Manejo reproductivo

El manejo reproductivo de las vaquillas se inició cuando alcanzaron aproximadamente 350 kg cada ejemplar, momento en el cual se realizó la primera inspección de los genitales internos mediante palpación rectal, rutinariamente cada 15 días para determinar la existencia de posibles problemas reproductivos. La detección de calores (estros) se realizó durante un horario específico en la mañana (de 06:00 a 07:00 h) y otra hora en la tarde (de 17:00 a 18:00 h), con el apoyo de un toro con pene desviado. Las hembras en celo fueron inseminadas de la manera convencional. Las que presentaban celo en la mañana fueron inseminadas en la tarde, y las que presentaban celo en la tarde fueron inseminadas al siguiente día por la mañana. El diagnóstico de gestación se realizó a partir de los 45 días posteriores a la última inseminación.

Alimentación

Las vacas se mantuvieron en pastoreo rotacional en potreros con zacate Estrella de África (*Cynodon plectostachyus*). Los periodos de ocupación de los potreros fueron de dos a tres días, y los periodos de descanso fueron de 35 a 40 días, dependiendo de la época del año, con una carga de 2.5 unidades/animal por hectárea al año. Durante la época de estiaje (noviembre a marzo), las vacas recibieron de 20 a 30 kg

cow fertility indicators: *a*) conception rate at first service; *b*) days to first registered heat after calving, defined as the number of days gone by from calving to first heat recorded; *c*) days to first registered service after calving, defined as the number of days passed by since calving to the first recorded insemination; *d*) days open, defined as the days gone by from calving to conception; and *e*) calving interval, measured as the number of elapsed days between two consecutive calvings. Conception rate at first service was coded as zero if the female received more than one service. On the contrary, the conception rate was coded as 1 if the female became pregnant in the first service of artificial insemination.

Descriptive statistics

For information edition, calving interval was limited from 300 to 550 days, eliminating records found out of this interval. Intervals smaller than 300 days probably indicate abortion, while greater than 550 day intervals might indicate an abnormal lactating period. Days at first service after calving and days open were restricted from 21 to 250 days, since values out of this interval might be physiologically abnormal or wrongly recorded.

Descriptive statistics and part of information structure, by trait, after applying these edition criteria, are depicted in Table 1. The interval of analyzed number of records for evaluated traits was 399 (calving interval) to 561 (conception rate at first service). In average, 73 days after calving cows were apt to be inseminated for the first time, with an average interval between two consecutive calvings of 391 days. The number of daughters with useful records varied from 117 to 151. Pedigree was the same for all studied traits and consisted of 287 animals, including sires without ancestors and dams without reproductive or genealogical records.

Information structure

Table 2 shows number of sires who had from one to ten daughters or more, for the traits with greater (conception rate at first service) and smaller number of records (calving interval). Regarding conception rate at first service, 58.3% ($n = 28$) of the total of sires had two daughters or more, while 41.7% ($n = 20$) of sires had only one daughter. For calving interval, 59.1% ($n = 26$) of sires had two daughters or more, while 40.9% ($n = 18$) of sires had only one daughter. The average number of daughters with records per sire was 2.89 and 2.65 for conception rate at first service and calving interval, respectively.

de Caña Japonesa (*Saccharum sinense*), fresca, picada, por animal, por día. Además, las vacas en lactancia recibieron durante el ordeño 3.5 kg de un alimento concentrado comercial (16% de proteína cruda y 70% de total de nutrimentos digestibles) al día, mientras que las vacas secas recibieron 2 kg del mismo tipo de alimento al día.

Indicadores de fertilidad

La heredabilidad y el índice de constancia fueron estimados para cinco indicadores de fertilidad de la vaca: *a*) tasa de gestación a primer servicio; *b*) días al primer calor registrado después del parto, que se definió como el número de días que transcurrieron del parto al primer calor registrado; *c*) días al primer servicio registrado después del parto, definido como el número de días que transcurrieron desde el parto a la primera inseminación registrada; *d*) días abiertos, que se definió como los días que transcurrieron del parto a la concepción; y *e*) intervalo entre partos, medido como el número de días que transcurrieron entre dos partos consecutivos. La tasa de gestación a primer servicio se codificó como 0 si la hembra recibió más de un servicio. Por el contrario, la tasa de gestación se codificó como 1 si la hembra quedó gestante con el primer servicio de inseminación artificial.

Estadísticas descriptivas

Para la edición de la información, el intervalo entre partos se limitó de 300 a 550 días, eliminando los registros que se encontraban fuera de este intervalo. Intervalos menores a 300 días probablemente indican aborto, mientras que intervalos mayores a 550 días podrían indicar una duración anormal de la lactancia. Los días al primer servicio después del parto y los días abiertos fueron restringidos de 21 a 250 días, ya que valores fuera de este intervalo pudieron ser fisiológicamente anormales o registrados erróneamente.

Las estadísticas descriptivas y parte de la estructura de la información, por característica, después de haber aplicado estos criterios de edición, se presentan en el Cuadro 1. El intervalo del número de registros analizados para las características evaluadas fue de 399 (intervalo entre partos) a 561 (tasa de gestación a primer servicio). En promedio, 73 días después del parto las vacas estuvieron aptas para ser inseminadas por primera vez, con un intervalo promedio entre dos partos consecutivos de 391 días. El número de hijas con registros útiles varió de 117 a 151. El pedigrí fue el mismo para todas las características estudiadas y consistió de 287 animales, incluyendo padres sin genealogía y madres sin registros reproductivos ni genealógicos.

Cuadro 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA DIFERENTES INDICADORES DE FERTILIDAD
DE VACAS SUIZO PARDO MANTENIDAS EN UN AMBIENTE SUBTROPICAL
DESCRIPTIVE STATISTICS FOR DIFFERENT FERTILITY INDICATORS OF
BROWN SWISS COWS KEPT IN A SUBTROPICAL ENVIRONMENT

	<i>DH</i>	<i>DS</i>	<i>CR</i>	<i>DO</i>	<i>CI</i>
Number of observations	561	556	561	495	399
Mean	66.8	72.7	0.49	100.5	391.2
Standard deviation	46.7	44.5	0.50	53.7	56.8
Coefficient of variance	69.9	61.2	102.4	53.4	14.5
Minimum	8	23	0	25	302
Maximum	239	239	1	247	549
Number of daughters	151	148	139	131	117
Number of sires	49	49	48	46	44
Number of dams	102	100	94	90	79
Number of animals in pedigree	287	287	287	287	287

DH = days to first registered heat after calving; DS = days to first registered service after calving; CR = conception rate at first service (0, 1); DO = days open; CI = calving interval (days).

Statistical analysis

Preliminary analysis

Before heritability and repeatability estimation, preliminary statistical analyses were carried out for each reproductive trait, with the aim to know which fixed effects were sources of important variation, using the Mixed procedure of SAS.¹⁴ The fixed effects included in the complete model were: year of calving (1990, 1991,...,2007), calving interval (November-February; March-June; July-October), the interaction that derives from these two effects, and the age of the cow at calving as co-variable, in linear and quadratic form. Besides, the complete preliminary model included the random effect of the sire. To determine the definitive models, sequential analyses were carried out removing from the complete model the interaction and co-variables that were not significant ($P < 0.05$). Consequently, the definitive models that resulted from these preliminary analyses included year and calving season, as well as the random effect of the sire, for all fertility indicators analyzed.

Univariate analysis with restricted maximum likelihood

Variance components, heritability and repeatability were estimated with a repeatability animal model, with the aim to consider permanent environmental effects, common to repeated records of a same

Estructura de la información

El Cuadro 2 muestra el número de sementales que tuvieron de una hasta diez hijas o más, para las características con el mayor (tasa de gestación a primer servicio) y el menor número de registros (intervalo entre partos). En cuanto a la tasa de gestación a primer servicio, 58.3% ($n = 28$) del total de sementales utilizados tuvo dos hijas o más, mientras que 41.7% ($n = 20$) de los sementales tuvo una sola hija. Para intervalo entre partos, 59.1% ($n = 26$) de los sementales tuvo dos hijas o más, mientras que 40.9% ($n = 18$) de los sementales tuvo una sola hija. El número promedio de hijas con registros por semental fue de 2.89 y 2.65, para tasa de gestación a primer servicio e intervalo entre partos, respectivamente.

Análisis estadísticos

Análisis preliminares

Antes de la estimación de la heredabilidad y el índice de constancia, se realizaron análisis estadísticos preliminares para cada característica reproductiva, con la intención de saber qué efectos fijos eran fuentes de variación importantes, para lo cual se utilizó el procedimiento Mixed de SAS.¹⁴ Los efectos fijos incluidos en el modelo completo fueron: año de parto (1990, 1991, ... , 2007), periodo de parto (noviembre-febrero; marzo-junio; julio-octubre), la interacción de primer orden que se deriva de estos dos efectos,

Cuadro 2

NÚMERO DE SEMENTALES QUE TUVIERON DE UNA HASTA DIEZ HIJAS O MÁS PARA LAS CARACTERÍSTICAS CON EL MAYOR (TASA DE GESTACIÓN A PRIMER SERVICIO) Y EL MENOR NÚMERO DE REGISTROS (INTERVALO ENTRE PARTOS)

NUMBER OF SIRES WHO HAD FROM ONE TO TEN DAUGHTERS OR MORE FOR THE TRAITS WITH THE GREATER (CONCEPTION RATE AT FIRST SERVICE) AND THE SMALLER NUMBER OF RECORDS (CALVING INTERVAL)

	<i>Number of sires</i>	<i>Number of daughters</i>	<i>Total number of daughters</i>
Conception rate	20	1	20
	13	2	26
	4	3	12
	4	5	20
	2	6	12
	1	7	7
	2	8	16
	1	9	9
	1	17	17
Total	48		139
Calving interval	18	1	18
	13	2	26
	4	3	12
	2	4	8
	3	5	15
	1	7	7
	1	8	8
	1	9	9
	1	14	14
Total	44		117

animal. Estimation of variance components was done by derivative free restricted maximum likelihood,¹⁵ using the MTDFREML program.¹⁶ For each trait, the repeatability animal model included year and calving season fixed effects, as well as individual additive genetic effect and permanent environmental effect of the cow. This last random effect was considered as a non correlated effect. The repeatability model can be described as follows:

$$Y = X\beta + Z_a a + Z_p p + e,$$

where **Y**: vector of records,

β: vector of fixed effects (year of calving and calving season),

a: unknown vector of random direct additive genetic effects,

p: unknown vector of random permanent environmental effects of the cow,

e: unknown vector of random temporary environmental effects,

X, **Z_a** y **Z_p**: oriented incidence matrices that relate the records to **β**, **a** and **p**, respectively.

The expected values (*E*) and variances (*V*) for the random effects of the repeatability model were:

$$E \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad y \quad V \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & 0 & 0 \\ 0 & I_N \sigma_p^2 & 0 \\ 0 & 0 & I_N \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

y la edad de la vaca al parto como covariable, tanto en forma lineal como cuadrática. Además, el modelo completo preliminar incluyó el efecto aleatorio del semental. Para determinar los modelos definitivos se realizaron análisis secuenciales removiendo del modelo completo la interacción y las covariables que no fueron significativas ($P < 0.05$). En consecuencia, los modelos definitivos que resultaron de estos análisis preliminares incluyeron el año y la época de parto, así como el efecto aleatorio del semental, para todos los indicadores de fertilidad analizados.

Análisis univariados con máxima verosimilitud restringida

Los componentes de varianza, la heredabilidad y el índice de constancia se estimaron con un modelo animal de repetibilidad, con la finalidad de considerar los efectos del ambiente permanente, comunes a los registros repetidos de un mismo animal. Las estimaciones de los componentes de varianza se hicieron por medio de máxima verosimilitud restringida libre de derivadas,¹⁵ utilizando el programa MTDFREML.¹⁶ Para cada característica, el modelo animal de repetibilidad incluyó los efectos fijos de año y época de parto, así como el efecto genético aditivo individual y el efecto del ambiente permanente de la vaca. Este último efecto aleatorio fue considerado como un efecto no correlacionado. El modelo de

Cuadro 3

ESTIMADORES DE COMPONENTES DE VARIANZA Y PARÁMETROS GENÉTICOS PARA
 DIFERENTES INDICADORES DE FERTILIDAD DE VACAS DE LA RAZA SUIZO PARDO
 ESTIMATES OF VARIANCE COMPONENTS AND GENETIC PARAMETERS FOR
 DIFFERENT FERTILITY INDICATORS OF BROWN SWISS COWS

Fertility indicator	Estimate*				
	$\hat{\sigma}_a^2$	$\hat{\sigma}_p^2$	$\hat{\sigma}_t^2$	$h^2 \pm e.e.$	r
Days to first heat	32.6	282.0	2030.3	0.02 ± 0.06	0.16
Days to first service	0.00003	277.4	1863.7	0.00 ± 0.05	0.15
Conception rate	0.007	0.000	0.2392	0.03 ± 0.03	0.03
Days open	0.0001	372.3	2604.7	0.00 ± 0.03	0.14
Calving interval	98.3	231.8	2858.8	0.03 ± 0.07	0.12

* $\hat{\sigma}_a^2$ = estimate of additive genetic variance; $\hat{\sigma}_p^2$ = estimate of permanent environmental variance; $\hat{\sigma}_t^2$ = estimate of phenotypic variance; h^2 = estimate of heritability; e.e. = standard error; r = estimate of repeatability.

where **A**: additive relationship matrix among all animals in the pedigree,

σ_a^2 : direct additive genetic variance,

σ_p^2 : permanent environmental variance,

σ_e^2 : temporary environmental variance,

I_N : identity matrix equal to the number of cows.

I_n : identity matrix equal to the number of observations.

Preliminary values, convergence and standard errors

Initial values of the additive genetic variance, permanent environmental variance and temporary environmental variance, used in estimating variance components of the present work, were based on values available in scientific literature. It was assumed that convergence was obtained when the value variance of minus two times the log likelihood in the simplex was less than 10^{-8} . After the program converged for the first time, several restarts were performed to verify that the convergence was not carried out in a local minimum, but in a global maximum. This last was reached when two or more restarts converged in the same F value. Solutions of random effects were obtained from the last iteration cycle where a global maximum was reached. The estimates of heritability (h^2) and repeatability were calculated from estimates of variance components. Heritability was calculated as the phenotypic variance proportion due to the additive genetic variance. The repeatability was calculated as the sum of the additive genetic variance estimate and the permanent environmental variance estimate as proportion of the phenotypic variance estimate. The standard errors of estimates of heritability were approximated and were calculated using the average information matrix¹⁷ and

repetibilidad puede describirse de la siguiente manera:

$$Y = X\beta + Z_a a + Z_p p + e,$$

donde **Y**: vector de registros,

β: vector de efectos fijos (año de parto y época de parto),

A: vector desconocido de efectos aleatorios genéticos aditivos directos,

P: vector desconocido de efectos aleatorios del ambiente permanente de la vaca,

E: vector desconocido de efectos aleatorios del ambiente temporal,

X, **Z_a** y **Z_p**: son matrices conocidas de incidencia que relacionan los registros con **β**, **a** y **p**, respectivamente.

Los valores esperados (*E*) y las varianzas (*V*) para los efectos aleatorios del modelo de repetibilidad fueron:

$$E \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad y \quad V \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & 0 & 0 \\ 0 & I_N\sigma_p^2 & 0 \\ 0 & 0 & I_n\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

donde **A**: matriz de parentescos aditivos entre todos los animales en el pedigrí,

σ_a^2 : varianza genética aditiva directa,

σ_p^2 : varianza del ambiente permanente,

σ_e^2 : varianza del ambiente temporal,

I_N : matriz identidad de tamaño igual al número de vacas,

I_n : matriz identidad de tamaño igual al número de observaciones.

Valores preliminares, convergencia y errores estándar

Los valores de inicio de la varianza genética aditiva,

the Delta Method.¹⁸ The MTDFREML program does not directly calculate repeatability; therefore, it does not calculate the corresponding standard errors.

The estimates of the variance components (individual additive genetic variance, permanent environmental variance of the cow and total phenotypic variance), heritability and repeatability for the different traits related to fertility of the cow are depicted in Table 3.

Days to first registered heat after calving

The heritability estimate for days to first registered heat after calving had a value of 0.02 ± 0.06 , indicating that this reproductive trait is low or non heritable; therefore, its response to a selection program would be slow. The repeatability estimate for days at first registered heat after calving was a little bit higher than the corresponding heritability estimate, with a difference of 14 percentile points (16% *vs* 2%). Such repeatability estimate was due, in great proportion, to permanent environmental effects of the cow rather than additive genetic effects (282.0 *vs* 32.6 d²).

Days to first registered service after calving

The additive genetic variance estimate (0.00003 d²) for days to first registered service after calving was very small in relation to the corresponding estimate of the total phenotypic variance (1863.7 d²); therefore, the heritability estimate for days to first registered service after calving was practically zero. Days to first registered service after calving resulted to be a fertility measure not often repeatable and its repeatability (0.15) was basically determined by permanent environmental effects (277.4 d²), since the corresponding additive genetic effects were practically null, as previously mentioned.

Conception rate at first service

The genetic analysis of conception rate at first service indicated that this reproductive trait is also little or non heritable ($h^2 = 0.03 \pm 0.03$) and in contrast to other reproductive traits here analyzed, it was determined in greater proportion by additive genetic effects, in relation to the permanent environmental effects that were practically null ($0.35E-7$ d²). As the estimate of the permanent environmental variance for conception rate at first service was practically zero, the repeatability estimate for this trait had the same value that the one of the corresponding heritability estimate.

Days open

The estimate of the additive genetic variance for

la varianza del ambiente permanente y la varianza del ambiente temporal, que se usaron en la estimación de los componentes de varianza del presente trabajo, estuvieron basados en valores disponibles en la literatura científica. Se asumió que la convergencia se obtuvo cuando la varianza de los valores de menos dos veces el logaritmo de la verosimilitud en el simplex fue menor que 10^{-8} . Después de que el programa convergió por primera vez, se realizaron varios reinicios para verificar que la convergencia no se efectuó en un local mínimo, sino en un global máximo. Este último se alcanzó cuando dos o más reinicios convergieron en el mismo valor F. Las soluciones de los efectos aleatorios se obtuvieron del último ciclo de iteraciones en el que se alcanzó el global máximo. Los estimadores de heredabilidad (h^2) e índice de constancia fueron calculados a partir de los estimadores de los componentes de varianza. La heredabilidad se calculó como la proporción de la varianza fenotípica debida a la varianza genética aditiva. El índice de constancia se calculó como la suma del estimador de la varianza genética aditiva y el estimador de la varianza del ambiente permanente como proporción del estimador de la varianza fenotípica. Los errores estándar de los estimadores de heredabilidad fueron aproximados y se calcularon usando la matriz de información promedio¹⁷ y el Método Delta.¹⁸ El programa MTDFREML no calcula directamente el índice de constancia; por esta razón, no calcula los correspondientes errores estándar.

Los estimadores de los componentes de varianza (varianza genética aditiva individual, varianza del ambiente permanente de la vaca y varianza fenotípica total), de la heredabilidad y del índice de constancia para las diferentes características relacionadas con la fertilidad de la vaca, se muestran en el Cuadro 3.

Días al primer calor registrado después del parto

El estimador de heredabilidad para días al primer calor registrado después del parto tuvo un valor de 0.02 ± 0.06 , indicando que esta característica reproductiva es poco o nulamente heredable y, por tanto, su respuesta a un programa de selección sería lenta. El estimador del índice de constancia para días al primer calor registrado después del parto fue un poco mayor que el estimador correspondiente de heredabilidad, con diferencia de 14 puntos porcentuales (16% *vs* 2%). Dicho estimador del índice de constancia se debió en mayor proporción a efectos del ambiente permanente de la vaca que a efectos genéticos aditivos (282.0 *vs* 32.6 d²).

days open was zero, suggesting that days open are a fertility measure non heritable ($h^2 = 0.00 \pm 0.03$). Also, this result indicates that the repeatability estimate for days open was basically determined by permanent environmental effects of the cow, whose variance explained 14% of the total phenotypic variance.

Calving interval

Calving interval had a low heritability (0.03 ± 0.07), as well as the rest of the fertility measures. Likewise, the repeatability estimate for calving interval was low (0.12), just like the repeatability estimates for the rest of the fertility indicators.

Days at first registered heat after calving

It seems that studies related to the genetic evaluation of days at first registered heat after calving, available in scientific literature, are scarce. In one of these studies, Nuñez¹⁹ obtained a 0.14 value for the heritability estimate, for Brown Swiss, Holstein and Simmental cattle crossed with Cebu, which, although it is low, it is a little bit higher than the heritability estimate obtained from this study. The repeatability estimate for days at first registered heat, obtained by Nuñez,¹⁹ is similar to the one obtained in this study; nevertheless, the repeatability estimate recorded by this author, was basically due to additive genetic effects rather than to permanent environmental effects (395 *vs* 94 d²), which contrasts with the result obtained in this work.

Days at first registered service after calving

Similar to the results recorded in this study, Raheja *et al.*,²⁰ Hayes *et al.*,²¹ Silva *et al.*,²² and Estrada-Leon *et al.*²³ found that the estimate of the additive genetic variance had a small value in regard to the estimate of the total phenotypic variance, and reported heritability estimate for days at first registered service after calving, with values of 0.04, 0.03, 0.05 and 0.04, respectively. On the other hand, Schnyder and Stricker¹³ and Nuñez¹⁹ obtained heritability estimates for days at first registered service after calving, of 0.10 and 0.11, which are also considered low heritability values. In a previous work, Nuñez¹⁹ obtained a repeatability estimate of 0.17, for days at first registered service after calving, similar to the one estimated in this study. However, in contrast to what was found here, the repeatability estimate recorded was greatly determined by the additive genetic effects rather than permanent environmental effects (341 *vs* 194 d²). As Nuñez,¹⁹ Silva *et al.*,²² and Estrada-Leon *et al.*,²³ found that the effect of the additive genetic component was more important than the permanent environmental component, but

Días al primer servicio registrado después del parto

El estimador de la varianza genética aditiva (0.00003 d²) para días al primer servicio registrado después del parto fue muy pequeño en relación con el estimador correspondiente de la varianza fenotípica total (1863.7 d²), por lo que el estimador de heredabilidad para días al primer servicio registrado después del parto fue prácticamente igual a cero. Los días al primer servicio registrado después del parto resultó ser una medición de fertilidad poco repetible y su índice de constancia (0.15) estuvo determinado básicamente por efectos del ambiente permanente (277.4 d²), ya que los efectos genéticos aditivos correspondientes fueron prácticamente nulos, como se indicó anteriormente.

Tasa de gestación a primer servicio

El análisis genético de la tasa de gestación a primer servicio reveló que esta característica reproductiva también es poco o nulamente heredable ($h^2 = 0.03 \pm 0.03$) y que a diferencia de las otras características reproductivas aquí analizadas, estuvo determinada en mayor proporción por efectos genéticos aditivos, en relación con los efectos del ambiente permanente, los cuales fueron prácticamente nulos (0.35E-7 d²). Como consecuencia de que el estimador de la varianza del ambiente permanente para la tasa de gestación a primer servicio fue prácticamente igual a cero, el estimador del índice de constancia para esta característica tuvo el mismo valor que el estimador correspondiente de la heredabilidad.

Días abiertos

El estimador de la varianza genética aditiva para días abiertos fue igual a cero, ello sugiere que los días abiertos son una medida de fertilidad inválidamente heredable ($h^2 = 0.00 \pm 0.03$). Adicionalmente, este resultado indica que el estimador del índice de constancia para días abiertos estuvo determinado básicamente por efectos del ambiente permanente de la vaca, cuya varianza explicó 14% de la varianza fenotípica total.

Intervalo entre partos

El intervalo entre partos tuvo una baja heredabilidad (0.03 ± 0.07), así como la tuvieron el resto de las mediciones de fertilidad. De manera similar, el estimador del índice de constancia para el intervalo entre partos fue bajo (0.12), así como lo fueron los estimadores del índice de constancia para el resto de los indicadores de fertilidad.

their repeatability estimates were lower (0.05 and 0.07, respectively) than the ones recorded here.

Conception rate at first service

The present heritability estimate for conception rate at first service is similar to the corresponding estimates reported by Hermas *et al.*,²⁴ Weller and Ron,²⁵ Castillo-Juarez *et al.*,²⁶ Weigel and Rekaya,²⁷ and Haile-Mariam *et al.*,²⁸ for females of different dairy breeds (Holstein and Guernsey). The only repeatability estimate for conception rate at first service found in literature was recorded by Kadarmideen *et al.*,⁵ which has the same value (0.03) than the one obtained in the present study; nevertheless, the component proportions (additive genetic and permanent environmental) that contribute to the determination of the repeatability estimate are different.

Days open

The heritability estimates (0.05, 0.02, 0.05, 0.03, 0.04, 0.04, 0.05, 0.01) for days open reported in scientific literature by Campos *et al.*,⁷ Hoeschele,²⁹ Marti and Funk,³⁰ Abdallah and McDaniel,³¹ Dematawewa and Berger,³² Demeke *et al.*,³³ Pereira *et al.*,³⁴ and Chauhan *et al.*,³⁵ indicate that this trait is scarcely heritable, similar to the finding of the present study. Marti and Funk,³⁰ with Holstein cows, and Demeke *et al.*,³³ with Holstein and Jersey cows and their crosses with Boran, obtained a repeatability estimate for days open with a value equal to the one of the present work. Also, they reported that the repeatability estimate was mainly due to permanent environmental effects in regard to additive genetic effects, which is similar to the finding of this study. On the contrary, in a research carried out in Brazil with Holstein cows, Pereira *et al.*³⁴ found that the repeatability estimate for days open (0.06) was determined in greater proportion by additive genetic effects rather than permanent environmental effects.

Calving interval

During this last decade, low to near zero (0.02, 0.05, 0.09, 0.04, 0.07, 0.07, 0.05) heritability estimates have been recorded in several studies^{5,6,8,12,19,36,37} for calving interval, demonstrating that this fertility indicator is mainly determined by environmental factors and that induced genetic change through artificial selection would be slow. Therefore, this fertility measure in breeding herds is more feasible to be useful through management improvements than through selection. The recorded estimates in literature by Kadarmideen *et al.*,⁵ Ojango and Pollott,⁸ Nuñez,¹⁹ Estrada-Leon *et al.*²³ and Demeke *et al.*,³³ fluctuate between 0.05 and 0.18,

Días al primer calor registrado después del parto

Al parecer los estudios relacionados con la evaluación genética de los días al primer calor registrado después del parto, disponibles en la literatura científica, son escasos. En uno de estos pocos estudios, Nuñez¹⁹ obtuvo un valor de 0.14 para el estimador de heredabilidad, para ganado de las razas Suizo Pardo, Holstein y Simmental en cruzamiento con la raza Cebú, el cual, aun cuando es bajo, es poco mayor que el estimador de heredabilidad obtenido en el presente trabajo. El estimador del índice de constancia para días al primer calor registrado después del parto, obtenido (0.18) por Nuñez,¹⁹ es similar al obtenido en el presente estudio; sin embargo, el estimador del índice de constancia registrado aquí se debió principalmente a efectos genéticos aditivos en comparación con efectos del ambiente permanente (395 vs 94 d²), lo cual contrasta con lo encontrado en el presente trabajo.

Días al primer servicio registrado después del parto

De manera similar a lo registrado en el presente estudio, Raheja *et al.*,²⁰ Hayes *et al.*,²¹ Silva *et al.*²² y Estrada-León *et al.*²³ encontraron que el estimador de la varianza genética aditiva tuvo un valor pequeño en relación con el estimador de la varianza fenotípica total, e informaron estimadores de heredabilidad para días al primer servicio registrado después del parto, con valores de 0.04, 0.03, 0.05 y 0.04, respectivamente. Por su parte, Schnyder y Stricker¹³ y Nuñez¹⁹ obtuvieron estimadores de heredabilidad para días al primer servicio registrado después del parto, de 0.10 y 0.11, a los que también se les considera valores bajos de heredabilidad. En un trabajo previo, Nuñez¹⁹ obtuvo un estimador del índice de constancia de 0.17, para días al primer servicio registrado después del parto, similar al estimado en el presente trabajo. Sin embargo, en contraste con lo aquí hallado, el estimador del índice de constancia registrado estuvo determinado en mayor medida por efectos genéticos aditivos que por efectos del ambiente permanente (341 vs 194 d²). Al igual que Nuñez,¹⁹ Silva *et al.*²² y Estrada-León *et al.*,²³ encontraron que el efecto del componente genético aditivo fue más importante que el efecto del componente ambiental permanente, pero sus estimadores del índice de constancia fueron menores (0.05 y 0.07, respectivamente) que los aquí registrados.

Tasa de gestación a primer servicio

El presente estimador de heredabilidad para la tasa de

confirming that repeatability for calving interval is low. However, all reviewed works indicate that repeatability is mainly due to additive genetic effects, and in lower proportion to permanent environmental effects, contrary to the result observed in this study. These differences may indicate the necessity to estimate the additive genetic variance in a precise way, since more information is required for the precise assessment of the latter rather than the permanent environmental variance.

In conclusion, additive genetic variance and permanent environmental variance estimates were low in magnitude in regard to total phenotypic variance estimates. In spite of the small number of observations available for this study, the obtained results in this with Brown Swiss females in subtropical conditions, confirm that the different fertility measures have a low repeatability, consequently, low heritability. Therefore, in a genetic improvement program it would be expected that the direct response to selection for only one trait would be slow, since the fertility measures were greatly determined by environmental factors rather than genetic factors. This last implies that under certain production systems, the genetic improvement of this type of traits could be more appropriate and feasible by crossbreeding schemes rather than selection.

Referencias

1. VANRADEN PM, SANDERS AH, TOOKER ME, MILLER RH, NORMAN HD, KUHN MT *et al.* Development of a national genetic evaluation for cow fertility. *J Dairy Sci* 2004;87:2285-2292.
2. BOICHARD D, MANFREDI E. Genetic analysis of conception rate in French Holstein cattle. *Acta Agric Scand* 1994;44:138-145.
3. DE HAAS Y, JANSS LLG, KADARMIDEEN HN. Genetic correlations between body condition scores and fertility in dairy cattle using bivariate random regression models. *J Anim Breed Genet* 2007;124:277-285.
4. BIFFANI S, CANAVESI R, SAMORE AB. Estimates of genetic parameters for fertility traits of Italian Holstein-Friesian cattle. *Stocarstvo* 2005;59:145-153.
5. KADARMIDEEN HN, THOMPSON R, SIMM G. Linear and threshold model genetic parameters for disease, fertility and milk production in dairy cattle. *Anim Sci* 2000;71:411-419.
6. 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.
7. CAMPOS MS, WILCOX CJ, BECERRIL CM, DIZ A. Genetic parameters for yield and reproductive traits of Holstein and Jersey cattle in Florida. *J Dairy Sci* 1994;77:867-873.
8. OJANGO JMK, POLLOTT GE. Genetics of milk yield and fertility traits in Holstein-Friesian cattle on large-scale Kenyan farms. *J Anim Sci* 2001;79:1742-1750.

gestación a primer servicio es similar a los estimadores correspondientes mencionados por Hermas *et al.*,²⁴ Weller y Ron,²⁵ Castillo-Juarez *et al.*,²⁶ Weigel y Rekaya²⁷ y Haile-Mariam *et al.*,²⁸ para hembras bovinas de diferentes razas lecheras (Holstein y Guernsey). El único estimador del índice de constancia para tasa de gestación a primer servicio encontrado en la literatura fue el registrado por Kadarmideen *et al.*,⁵ el cual tiene el mismo valor (0.03) que el obtenido en el presente trabajo; sin embargo, las proporciones de los componentes (genético aditivo y ambiental permanente) que contribuyen a la determinación del estimador del índice de constancia son diferentes.

Días abiertos

Los estimadores de heredabilidad (0.05, 0.02, 0.05, 0.03, 0.04, 0.04, 0.05, 0.01) para días abiertos mencionados en la literatura científica por Campos *et al.*,⁷ Hoeschele,²⁹ Marti y Funk,³⁰ Abdallah y McDaniel,³¹ Dematawewa y Berger,³² Demeke *et al.*,³³ Pereira *et al.*,³⁴ y Chauhan *et al.*,³⁵ indican que esta característica es escasamente heredable, de manera similar a lo hallado en el presente estudio. Marti y Funk,³⁰ con vacas de la raza Holstein, y Demeke *et al.*,³³ con vacas de las razas Holstein y Jersey y sus cruces con Boran, obtuvieron un estimador del índice de constancia para días abiertos con un valor igual al del presente trabajo. Además, informaron que el estimador del índice de constancia se debió, principalmente, a efectos del ambiente permanente en relación con efectos genéticos aditivos, lo cual es similar a lo encontrado en el presente estudio. Por el contrario, en una investigación realizada en Brasil con vacas de la especie Holstein, Pereira *et al.*,³⁴ encontraron que el estimador del índice de constancia para días abiertos (0.06) estuvo determinado en mayor proporción por efectos genéticos aditivos que por efectos del ambiente permanente.

Intervalo entre partos

Durante esta última década, en varios trabajos^{5,6,8,12,19,36,37} se han registrado estimadores de heredabilidad bajos y cercanos a cero (0.02, 0.05, 0.09, 0.04, 0.07, 0.07, 0.05) para el intervalo entre partos, mostrando que este indicador de fertilidad está determinado principalmente por factores ambientales y que el cambio genético inducido a través de selección artificial sería lento. Por tanto, esta medida de fertilidad en hatos para pie de cría es más factible de aprovechar a través de mejoras en el manejo que a través de selección. Los estimadores registrados en la literatura por Kadarmideen *et al.*,⁵ Ojango y Pollott,⁸ Núñez,¹⁹ Estrada-León *et al.*,²³ y Demeke *et al.*,³³ fluctúan entre 0.05 y 0.18, confirmando que el índice de

9. MENENDEZ-BUXADERA A, DEMPFLER L. Genetic and environmental factors affecting some reproductive traits of Holstein cows in Cuba. *Genet Sel Evol* 1997;29:469-482.
10. BERTIPAGLIA ECA, SILVA RG, CARDOSO V, MAIA ASC. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos de características do pelame e de desempenho reprodutivo de vacas Holandesas em clima tropical. *R Bras Zootec* 2007;36:350-359.
11. RÍOS-UTRERA A, CALDERÓN-ROBLES RC. Análisis genético de la fertilidad de un hato de hembras Holstein en condiciones subtropicales. *Memorias de la XXI Reunión Científica-Tecnológica Forestal y Agropecuaria Veracruz, y I del Trópico Mexicano*; 2008 noviembre 13-15; Peñuela (Veracruz) México. Veracruz (Veracruz) México: INIFAP, UV, CP; 2008:389-395.
12. POTOČNIK K, KRŠNIK J, STEPEC M, DOLINAR A. Developments in prediction of breeding values in Slovenia. *Interbull Bull* 2001;27:107-111.
13. SCHNYDER U, STRICKER C. Genetic evaluation for female fertility in Switzerland. *Interbull Bull* 2002;29:138-141.
14. LITTELL RC, MILLIKEN GA, STROUP WW, WOLFINGER RD. SAS System for Mixed Models. Inc. Cary (NC): SAS Inst., 1996.
15. SMITH SP, GRASER HU. Estimating variance components in a class of mixed models by restricted maximum likelihood. *J Dairy Sci* 1986;69:1156-1165.
16. BOLDMAN KG, KRIESE LA, VAN VLECK LD, VAN TASSELL CP, KACHMAN SD. A manual for use of MTD-FREML: A set of programs to obtain estimates of variances and covariances [Draft]. Washington (DC): ARS, USDA, 1995.
17. JOHNSON DL, THOMPSON R. Restricted maximum likelihood estimation of variance components for univariate animal models using sparse matrix techniques and average information. *J Dairy Sci* 1995;78:449-456.
18. DODENHOFF J, VAN VLECK LD, KACHMAN SD, KOCH RM. Parameter estimates for direct, maternal, and grandmaternal genetic effects for birth weight and weaning weight in Hereford cattle. *J Anim Sci* 1998;76:2521-2527.
19. NÚÑEZ SSG. Estimación de efectos genéticos para características reproductivas en poblaciones multirraciales de bovinos de doble propósito en el trópico húmedo de México (tesis de maestría). México DF: Universidad Nacional Autónoma de México, 2006.
20. RAHEJA KL, BURNSIDE EB, SCHAEFFER LR. Relationships between fertility and production in Holstein dairy cattle in different lactations. *J Dairy Sci* 1989;72:2670-2678.
21. HAYES JF, CUE RI, MONARDES HG. Estimates of repeatability of reproductive measures in Canadian Holsteins. *J Dairy Sci* 1992;75:1701-1706.
22. SILVA HM, WILCOX CJ, THATCHER WW, BECKER RB, MORSE D. Factors affecting days open, gestation length, and calving interval in Florida dairy cattle. *J Dairy Sci* 1992;75:288-293.
23. ESTRADA-LEON R, MAGAÑA J, SEGURA JC. Genetic parameters for some reproductive traits of Brown Swiss cows in the tropics of Mexico. *Proceedings of the 8th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*; 2006, August 13-18; Belo Horizonte (Minas Gerais) Brazil. Belo Horizonte (Minas Gerais) Brazil: CD ROM, 2006.
24. HERMAS SA, YOUNG CW, RUST JW. Genetic relationships and additive genetic variation of productive and reproductive traits in Guernsey dairy cattle. *J Dairy Sci* 1987;70:1252-1257.
25. WELLER JI, RON M. Genetic analysis of fertility traits in Israeli Holsteins by linear and threshold models. *J Dairy Sci* 1992;75:2541-2548.
26. 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.
27. WEIGEL KA, REKAYA R. Genetic parameters for reproductive traits of Holstein cattle in California and Minnesota. *J Dairy Sci* 2000;83:1072-1080.
28. HAILE-MARIAM M, MORTON JM, GODDARD ME. Estimates of genetic parameters for fertility traits of Australian Holstein-Friesian cattle. *Anim Sci* 2003;76:35-42.
29. HOESCHELE I. Additive and nonadditive genetic variance in female fertility of Holsteins. *J Dairy Sci* 1992;74:1743-1752.
30. MARTI CF, FUNK DA. Relationship between produc-

constancia para el intervalo entre partos es bajo. Sin embargo, todos los trabajos revisados indican que el índice de constancia se debe principalmente a efectos genéticos aditivos, y en menor proporción a efectos del ambiente permanente, contrario a lo encontrado en el presente estudio. Estas diferencias pueden indicar la necesidad de estimar en forma más precisa la varianza genética aditiva, pues se requiere más información para la estimación precisa de esta última que para la de la varianza del ambiente permanente.

En conclusión, los estimadores de la varianza genética aditiva y la varianza del ambiente permanente fueron de baja magnitud en relación con los estimadores de la varianza fenotípica total. A pesar del pequeño número de observaciones disponible para este trabajo, los resultados obtenidos en él con hembras de la raza Suizo Pardo en condiciones subtropicales, corroboran que las diferentes mediciones de fertilidad tienen un bajo índice de constancia y, en consecuencia, baja heredabilidad. Por tanto, en un programa de mejoramiento genético se esperaría que la respuesta directa a la selección para una sola característica fuera lenta, ya que las mediciones de fertilidad estuvieron determinadas en mayor proporción por factores ambientales que por factores genéticos. Esto último implica que bajo ciertos sistemas de producción, el mejoramiento genético de este tipo de características podría ser más apropiado y factible mediante esquemas de cruzamiento entre razas que a través de selección.

cows in the tropics of Mexico. *Proceedings of the 8th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*; 2006, August 13-18; Belo Horizonte (Minas Gerais) Brazil. Belo Horizonte (Minas Gerais) Brazil: CD ROM, 2006.

24. HERMAS SA, YOUNG CW, RUST JW. Genetic relationships and additive genetic variation of productive and reproductive traits in Guernsey dairy cattle. *J Dairy Sci* 1987;70:1252-1257.
25. WELLER JI, RON M. Genetic analysis of fertility traits in Israeli Holsteins by linear and threshold models. *J Dairy Sci* 1992;75:2541-2548.
26. 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.
27. WEIGEL KA, REKAYA R. Genetic parameters for reproductive traits of Holstein cattle in California and Minnesota. *J Dairy Sci* 2000;83:1072-1080.
28. HAILE-MARIAM M, MORTON JM, GODDARD ME. Estimates of genetic parameters for fertility traits of Australian Holstein-Friesian cattle. *Anim Sci* 2003;76:35-42.
29. HOESCHELE I. Additive and nonadditive genetic variance in female fertility of Holsteins. *J Dairy Sci* 1992;74:1743-1752.
30. MARTI CF, FUNK DA. Relationship between produc-

- tion and days open at different levels of herd production. *J Dairy Sci* 1994;77:1682-1690.
31. ABDALLAH JM, MCDANIEL 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.
 32. DEMATAWEWA CMB, BERGER PJ. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility, and survival in Holsteins. *J Dairy Sci* 1998;81:2700-2709.
 33. 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.
 34. PEREIRA IG, GONÇALVES TM, OLIVEIRA AIG, TEIXEIRA NM. Fatores de variação e parâmetros genéticos dos períodos de serviço e seco em bovinos da raça Holandês no estado de Minas Gerais. *Rev Bras Zootec* 2000;29:1005-1013.
 35. CHAUHAN VPS, HAYES JF, BROWN T. Relationships between days open and milk production traits in Canadian Holsteins. *Proceedings of the 5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production* 1994;17:109-112.
 36. VEERKAMP RF, KOENEN EPC, DE JONG G. Genetic correlations among body condition score, yield, and first-parity cows estimated by random regression models. *J Dairy Sci* 2001;84:2327-2335.
 37. BALIEIRO ES, PEREIRA JCC, VERNEQUE RS, BALIEIRO JCC, VALENTE J. Estimativas de herdabilidade e correlações fenotípicas, genéticas e de ambiente entre algumas características reprodutivas e produção de leite na raça Gir. *Arq Bras Med Vet Zootec (serie en línea)* 2003 Feb (citado: 2009 abril 20). Disponible en: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-09352003000100013&lng=en&nrm=iso>