



01690
UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA 4
DE MEXICO

FACULTAD DE MEDICINA VETERINARIA
Y ZOOTECNIA

289309

DESARROLLO DE MODELOS DE EVALUACION PARA EL ANALISIS
DE CARACTERISTICAS DE CONFORMACION, LONGEVIDAD Y PRODUCCION
DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE:

DOCTOR EN CIENCIAS
VETERINARIAS

P R E S E N T A :

MAURICIO VALENCIA POSADAS

A S E S O R :

FELIPE DE JESUS RUIZ LOPEZ

MEXICO, D.F.

MARZO DE 2001



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

DEDICATORIAS

A Dios, en quien reside la sabiduría absoluta.

A mi esposa Irma, por su amor y permanente motivación y apoyo para realizar la presente.

A mis hijos, Omar, Mauricio e Irma, con todo cariño.

A mis padres Adela y Felipe, mis hermanos Jesús, Hugo, Luz Maria, mi abuelita Sofia y mis cuñados Maribel y Joel, que siempre tuve su apoyo incondicional.

A la familia Rubio, por sus muestras de afecto y aliento, que siempre me estimularon a superar los obstáculos.

AGRADECIMIENTOS

Mi más sincero afecto y gratitud al Dr. Felipe Ruíz López, por sus enseñanzas, consejos y apoyo durante la realización de mis estudios.

A Hugo Montaldo V., por su amistad, paciencia y enseñanzas, y quién representó un fuerte apoyo para concluir este trabajo.

A los Dres. Belem Trejo V., Carlos F. Sosa F., Rafael Núñez D., Ignacio Mondragón V. y Pedro Ochoa G., por sus atinadas sugerencias en la conducción del presente trabajo.

A los Dres. Dale Van Vleck y Jeffrey F. Keown, por sus valiosas enseñanzas y apoyo, durante mi estancia en la Universidad de Nebraska, Lincoln.

A la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la UNAM, por haberme permitido realizar mis estudios de Posgrado.

A la Asociación Holstein México, por permitirme utilizar la información que sirvió de base para realizar estos estudios, y por todo el apoyo recibido durante mi estancia ahí.

Al CONACyT, por haberme otorgado una beca para realizar mis estudios doctorales.

A Fundación UNAM, por haberme otorgado una beca complementaria para realizar mi estancia en el Departamento de Ciencia Animal, de la Universidad de Nebraska, Lincoln.

Al Dr. Ignacio Mondragón V., por su apoyo recibido durante mi estancia en la Universidad de Nebraska, Lincoln,

Al Dr. Juan T. Frias H., al Instituto de Ciencias Agrícolas y a la Universidad de Guanajuato, por su invaluable apoyo, muchas gracias.

A mis amigos Vicente Vega y José Moro, por sus consejos y apoyo, muchas gracias.

A todos los que contribuyeron en mi formación o en esta investigación, gracias.

DATOS BIBLIOGRAFICOS

Nací el 20 de noviembre de 1961 en México, D.F. Estudié la carrera de Medicina Veterinaria y Zootecnia en la Universidad Autónoma Metropolitana (1979-1983) y en 1985 inicié la Maestría en Producción Animal (Mejoramiento Genético Animal), en la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la Universidad Nacional Autónoma de México. En 1990 me incorporé al Instituto de Ciencias Agrícolas de la Universidad de Guanajuato, lugar donde hasta la fecha continúo prestando mis servicios. En 1996 inicié los estudios de Doctorado en Ciencias Veterinarias, área Mejoramiento Genético de Bovinos Lecheros, en la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la Universidad Nacional Autónoma de México. Durante mis estudios de Doctorado, tuve una grata experiencia en el Departamento de Ciencia Animal de la Universidad de Nebraska, Lincoln, donde aprendí y compartí experiencias con estudiantes y profesores. Mi trabajo académico gira principalmente sobre mejoramiento genético de cabras y bovinos lecheros. Yo espero que mi trabajo pueda ser de utilidad a estudiantes y técnicos, y que pueda contribuir al desarrollo futuro de los programas de selección de éstas especies en México.

Mauricio Valencia Posadas

Marzo, 2001.

RESUMEN

Con el objeto de contribuir al desarrollo de modelos de evaluación genética para características de conformación, longevidad y producción de leche en ganado Holstein en México, se estimaron parámetros asociados con fuentes de variación genéticas y ambientales para estas características, sus relaciones genéticas y fenotípicas y se obtuvieron valores genéticos predichos (VGP) para la producción de leche, utilizando un modelo animal. Para realizar los análisis, se formaron distintos archivos de datos y de pedigrí a partir de una base de datos que estuvo formada por 120,399 vacas con registros de producción de leche, 10,465 calificaciones de conformación y un archivo de pedigrí de 184,269 animales, obtenidos por la Asociación Holstein de México entre 1970 y 1997. Se estimaron nuevos factores de corrección (FC) edad-mes de parto para producción de leche para las regiones Norte, Centro y Sur del país, utilizando un modelo animal. Se estimaron las varianzas genéticas aditivas, de ambiente permanente y residuales para producción de leche, clasificando los registros por región, período y región-período. Se estimó la heredabilidad (h^2), repetibilidad (r), correlaciones genéticas del desempeño de los animales entre regiones, y tendencias genética y fenotípica para producción de leche. También se estimó la h^2 para tres características de longevidad (producción de leche acumulada a la tercera lactancia, duración de vida productiva a la tercera lactancia y habilidad de permanencia a los 48 meses de edad-HP48), h^2 para doce características de conformación, y correlaciones genéticas (r_g) y fenotípicas entre éstas y la producción de leche de la primera lactancia (PL1). La estimación de (co)varianzas se hizo con el método de máxima verosimilitud restringida libre de derivadas (DFREML) y un modelo animal. Los valores genéticos predichos para producción de leche se obtuvieron utilizando la metodología del mejor predictor lineal insesgado. Se estimó la respuesta esperada a la selección utilizando índices para múltiples características. Las características incluidas en los índices fueron PL1, HP48 y puntos finales (PUFIN). Los FC estimados en este estudio fueron diferentes que los utilizados actualmente ($p < 0.05$) por la Asociación Holstein de México. Las principales diferencias se observaron en vacas jóvenes y los FC fueron distintos por región. Los rangos de h^2 y r para producción de leche fueron de 0.14 a 0.42, y de 0.36 a 0.51, respectivamente. Todas las varianzas aditivas y residuales fueron heterogéneas ($p < 0.05$) clasificando los registros por región, período y región-período. La r_g obtenida para la producción de leche entre las regiones Norte y Sur (0.38), fue significativamente menor

que 1 ($p < 0.05$). En la evaluación genética, los promedios para el número de hatos donde se encuentran las hijas, número de hijas, el promedio de producción de leche de las hijas, la confiabilidad (CONF) y la habilidad de transmisión predicha (HTP) en 1,790 toros fueron de 2.9 hatos, 11.2 hijas, 9,079 kg, 49 % y 14 kg, respectivamente. Para las vacas, los promedios fueron de 9,566 kg, 37% y 41 kg para la producción de leche de la primera lactancia, CONF y HTP, respectivamente. Las tendencias genética y fenotípica para la producción de leche fueron de 29 kg y 151 kg por año, respectivamente. Las h^2 para las tres características de longevidad fueron bajas (de 0.001 a 0.06), y las de conformación tuvieron valores de 0.04 a 0.37. Las r_g entre características de longevidad fueron mayores que 0.72, entre características de longevidad y PL1 fueron de 0.33 a 0.64, entre PL1 y conformación el rango fue de -0.27 a 0.48 y entre HP48 y conformación de -0.30 a 0.69, respectivamente. Se considera adecuado que los factores de corrección estimados en este estudio sean utilizados en lo futuro en las evaluaciones genéticas para producción de leche en México. Con el modelo utilizado para obtener los VGP de este estudio, se pueden establecer las bases de un sistema confiable de evaluaciones genéticas en ganado Holstein en el país. Es necesario efectuar estudios en lo futuro para considerar las diferencias en las varianzas genéticas y residuales para producción de leche en las evaluaciones genéticas, lo que podría incrementar la precisión de los VGP. Las respuestas esperadas por generación utilizando índices, se obtuvieron con distintas ponderaciones relativas para PL1 (kg), PUFIN (puntos) y HP48 (%), cuyos pesos relativos fueron expresados en unidades de desviación estándar aditiva de cada carácter. Para PL1, la mayor respuesta esperada en vacas fue de 747 kg, u 8.8% de la media por generación, utilizando la relación 1:0:0. Para PUFIN, la mayor respuesta fue de 0.90 puntos, o 4.1% de la media de la población (relación 2:1:1) y para HP48 de 0.44 %, o alrededor del 1% de la media por generación (relación 1:0:0). Debido a la asociación negativa encontrada entre PL1 y profundidad de la ubre, ángulo de pezuñas, inserción anterior de la ubre y posición de tetas anteriores, es necesario incorporar otras características como criterios de selección en los programas de mejoramiento del ganado Holstein de registro en México. Algunas de las características que podrían ser incluidas, son aquellas relacionadas a sistema mamario, patas y pezuñas, PUFIN y HP48. Se sugiere continuar la selección sobre producción de leche.

Palabras clave: parámetros genéticos, modelo animal, MPLI, respuestas a la selección.

ABSTRACT

In order to develop genetic evaluation models for conformation, longevity and milk production traits for Holstein cattle in Mexico, genetic and environmental parameters of sources of variation and their genetic and phenotypic relationships for these traits and their genetic and phenotypic relationships were estimated. Predicted breeding values (VGP) for milk production using an animal model were estimated as well. Several data and pedigree files were created for analysis, using a base of 120,399 cows with records of milk production, 10,465 classifications of conformation traits and 184,269 animals in a pedigree file. The used records were obtained between 1970 and 1997 by the Mexican Holstein Association. Age-month correction factors (FC) for milk production were estimated for North, Central and South regions of the country, using an animal model. Additive, permanent environmental and residual variances for milk production, classifying the records by region, period and region-period were estimated as well. Heritability (h^2), repeatability (r), genetic correlations among regions, and genetics and phenotypic trends for milk production were estimated. In addition, the h^2 for three longevity traits (total milk production until third lactation, length of productive life until third lactation and stayability to 48 months of age-HP48), and h^2 for twelve conformation traits were estimated. Genetic (r_g) and phenotypic correlations among these traits and first lactation milk production (PL1), were also estimated. (Co)variances were estimated using the restricted maximum likelihood method, through the derivative free procedure (DFREML), using an animal model. Predicted breeding values were obtained for milk production, using the best linear unbiased predictor methodology. Expected selection response was estimated using selection index for multiple traits, including PL1, HP48 and final score (PUFIN). FC estimated in this study were different ($P < 0.05$) from those currently used by the Mexican Holstein Association. Main differences were observed in younger cows and the FC were different by region. Ranges of h^2 and r for milk production were 0.14 to 0.42, and of 0.36 at 0.51, respectively. All additive and residual variances were heterogeneous ($P < 0.05$), classifying the records by region, period and region-period. The r_g obtained for milk production between North and South regions (0.38), was significantly smaller than 1 ($P < 0.05$). For the genetic evaluations, averages for number of herds where the daughters are, daughters' number, milk production of the daughters, reliability (CONF) and the predicted transmission ability (HTP) for 1,790 sires, were 2.9 herds, 11.2 daughters, 9,079 kg, 49% and 14 kg,

respectively. For cows, averages were 9,566 kg, 37% and 41 kg for first calving milk production, CONF and HTP, respectively. Genetic and phenotypic trends for milk production were of 29 kg and 151 kg per year, respectively. The h^2 for longevity traits were low (of 0.001 at 0.06), and those of conformation traits had values from 0.04 to 0.37. The r_g among longevity traits were greater than 0.72, among longevity traits and PL1 were from 0.33 to 0.64, between PL1 and conformation traits the range was from -0.27 to 0.48, and among HP48 and conformation traits of -0.30 at 0.69, respectively. It is considered appropriate that FC estimated in this study could be used in the future for milk production genetic evaluation in Mexico. With the procedures used to obtain the VGP in this study is possible to establish the bases of a reliable system of genetic evaluations in Holstein cattle in the country. In the future, it is necessary to make studies to consider differences in the additive and residual variances for milk production on VGP to increase their accuracy. The expected selection response using selection index, were obtained using different relative weights for PL1 (kg), PUFIN (points) and HP48 (%), the relative weights were expressed in additive standard deviation units of each character. For PL1, the biggest response for cows was 747 kg, or 8.8% from the average by generation, using the ratio 1:0:0, that which represents an increment of 8.8%. For PUFIN, the biggest response was of 0.90 points, or 4.1% from the average of the population (ratio 2:1:1), and for HP48 of 0.44%, or around 1% from the average by generation (ratio 1:0:0). According to the results obtained in this study, some of the traits that could be incorporate to the selection programs in registered Holstein cattle in Mexico, are those related to mammary system, feet and legs, PUFIN and HP48. Due to the negative association found between PL1 and depth of the udder, angle of hooves, fore udder attachment and fore teat placement, is necessary to incorporate other characteristics, as selection criterion, in the improvement programs of registered Holstein cattle in Mexico. Some of the traits that could be included, are those related to mammary system, feet and legs, PUFIN and HP48. It is suggested to continue the selection on milk production.

Key words: genetic parameters, animal model, BLUP, selection response.

INDICE

	página
I. Introducción.....	1
II. Objetivo general.....	5
III. Objetivos particulares.....	6
IV. Estimación de factores de corrección edad-mes de parto para producción de leche en ganado Holstein en México.....	9
V. Varianzas genéticas y ambientales para la producción de leche por región y período en bovinos Holstein en México.....	22
VI. Heterogeneidad de varianzas y efectos de interacción genotipo x ambiente para la producción de leche en ganado Holstein en México.....	39
VII. Evaluación genética para la producción de leche en ganado Holstein en México.....	59
VIII. Estimación de parámetros genéticos para características de longevidad y producción de leche en ganado Holstein en México.....	69
IX. Estimación de parámetros genéticos en características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad y producción de leche en ganado Holstein en México.....	83
X. Discusión general.....	101
XI. Conclusiones generales.....	114

LISTA DE CUADROS

Página

4.1. Estimadores de los parámetros obtenidos con el modelo de regresión polinomial para la predicción de los factores de corrección suavizados por región.....	13
4.2. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Norte de México.....	14
4.3. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Central de México.....	15
4.4. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Sur de México.....	16
5.1. Número de observaciones y componentes de varianza por región, período de tiempo y región-período de tiempo para producción de leche en ganado Holstein en México incluyendo todas las lactancias.....	26
5.2. Número de observaciones y componentes de varianza por región, período de tiempo y región-período de tiempo para producción de leche en ganado Holstein en México utilizando primeras lactancias.....	29
5.3. Promedios simples de producción de leche a equivalente maduro por región y período en primeras y posteriores lactancias.....	32
6.1. Clasificación de hatos-años de acuerdo a su valor de desviación estándar (DE) para la producción de leche incluyendo todas las lactancias.....	42
6.2. Número de animales en las bases de datos y en los archivos de pedigrí usados para estimar las correlaciones genéticas entre regiones.....	44
6.3. Componentes de varianza clasificando hatos-años por nivel de desviación estándar (DE) en la producción de leche en ganado Holstein en México (primeras y posteriores lactancias).....	46
6.4. Varianzas y covarianzas aditivas y residuales y correlaciones genéticas entre regiones utilizando primeras lactancias.....	48
6.5. Valores de -2 logaritmo de verosimilitud obtenidos en los modelos completos y restringidos para efectuar la prueba de razón de verosimilitud ($H_0: r_g = 0$).....	49
7.1. Estadísticas descriptivas en las variables obtenidas en la evaluación genética para 1,790 toros.....	64
7.2. Estadísticas descriptivas para la producción de leche de la primera lactancia (PL1), confiabilidad (CONF) y habilidad de transmisión predicha (HTP) para 25,629 vacas con registro mexicano nacidas a partir de 1990.....	65

8.1. Estadísticas descriptivas de las variables de longevidad y producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días de ordeña (PL1).....	75
8.2. Porcentajes de vacas desechadas debido a varias causas, de acuerdo a los códigos de terminación utilizados por la Asoc. Holstein México.....	76
8.3. Heredabilidades (sobre la diagonal principal), correlaciones genéticas (arriba de la diagonal) y fenotípicas (debajo de la diagonal) en características de longevidad y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).....	78
9.1. Número de toros, hijas y niveles de algunos factores.....	86
9.2. Efectos fijos incluidos en los modelos para estimar heredabilidades y correlaciones genéticas en las características analizadas.....	88
9.3. Promedio y desviación estándar de las variables de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).....	90
9.4. Heredabilidades (h^2) en características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1) obtenidas de dos bases de datos.....	91
9.5. Correlaciones genéticas y fenotípicas entre características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).....	93
9.6 Parámetros utilizados en los índices para producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días ordeña (PL1), puntos finales (PUFIN) y habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48).....	95
9.7. Respuesta esperada a la selección utilizando índices para producción de leche de la primera lactancia leche a equivalente maduro y 305 días ordeña (PL1), puntos finales (PUFIN) y habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48).....	96

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de enero.....	20
Figura 2. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de abril.....	20
Figura 3. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de agosto.....	21

DESARROLLO DE MODELOS DE EVALUACION PARA CARACTERISTICAS DE CONFORMACION, LONGEVIDAD Y PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO.

I. INTRODUCCION

El mejoramiento de la eficiencia del proceso de producción de leche en los bovinos, depende tanto de la evolución de los sistemas de alimentación, del control de enfermedades, del alojamiento y manejo, así como del incremento del potencial genético de los animales para realizar este proceso de transformación (Montaldo y Castro, 1991).

Algunos países han mejorado los niveles de producción de leche de sus vacas y otras características de importancia económica a través de la selección, como grasa y proteína, y han intentado reducir los costos e incrementar el tiempo de permanencia de los animales dentro del hato mejorando algunos rasgos de conformación en el ganado y algunas características de longevidad (Van Vleck, 1976; Chauhan y Hayes, 1991; Misztal *et al.*, 1992; Visscher y Goddard, 1995). En México se han hecho esfuerzos separados por parte de las asociaciones de productores, instituciones de investigación, y de educación superior y entidades gubernamentales, por propiciar un mejoramiento en el ganado lechero, con el objeto de contribuir al incremento de la productividad de los hatos y a la autosuficiencia de la producción de leche, pues en la actualidad existe un déficit de producción que ha sido cubierto mediante la importación de leche en polvo del mercado internacional (SAGAR, 2000).

El ganado productor de leche en el país se ha clasificado en especializado, semiespecializado, doble propósito y familiar o traspatio, con una población aproximada de 4 millones de cabezas, de las cuales alrededor de 700 mil corresponden

al ganado especializado, principalmente representado por la raza Holstein y aportando alrededor del 50% de la producción total de leche en 1997 (SAGAR, 2000).

Los criadores de ganado Holstein, agrupados en la Asociación Holstein de México, han tenido una función importante en el mejoramiento de esta raza al implementar los programas de control de producción lechero, la calificación de conformación y recientemente, la medición de componentes de la leche. Esta asociación tiene 25 años llevando a cabo un control de producción organizado y a nivel nacional, y aunque no ha llegado a los niveles de organización y desarrollo de algunos países como Canadá y los Estados Unidos, sí tiene información confiable sobre producción de leche, información sobre genealogía y algunas características reproductivas (Ruíz y Moro, 1999).

A través de la calificación del ganado para características de conformación o tipo y su evaluación es posible mejorar algunos rasgos de los animales, lo que puede reducir los costos de producción, por ejemplo por tratamientos de mastitis, e incrementar la producción de leche al obtener vacas que produzcan a través de un período de vida más largo (Misztal *et al.* 1992; Short y Lawlor, 1992). En 1994, la Asociación Holstein de México estableció un sistema lineal en una escala continua y se han venido realizando dos clasificaciones de conformación por año.

La longevidad o duración de vida productiva, es una característica de importancia económica para los productores, porque disminuye el costo anual de los reemplazos e incrementa la producción de leche al tener un mayor número de vacas maduras en el hato (Strandberg y Solkner, 1996).

Para incrementar a través del mejoramiento genético la eficiencia económica productiva del ganado Holstein en México, es necesario establecer programas de selección eficientes, cuyos objetivos involucren el mejoramiento de características de importancia económica como las relacionadas a producción (leche, grasa y proteína), a conformación, a longevidad, a la reproducción y a la salud de las vacas, como el

conteo de células somáticas. Esto se puede lograr a través de la identificación de los mejores animales, usualmente por sus valores genéticos predichos, para que sean utilizados como padres de la siguiente generación (Van Vleck, 1976).

Para poder realizar las evaluaciones genéticas y propiciar un mejoramiento usando como criterios de selección varias características, es necesario estimar sus heredabilidades y las correlaciones genéticas y fenotípicas entre éstas (VanRaden y Klaaskate, 1993; Jairath *et al.* 1995). Es conveniente además, revisar y actualizar los cálculos y procedimientos para efectuar las evaluaciones genéticas, para evitar sesgos en la predicción de valores genéticos y obtener una mayor respuesta a la selección, revisando, por ejemplo, el modelo de evaluación, los parámetros genéticos utilizados en el modelo, las suposiciones que se hacen en el modelo, los criterios utilizados para la edición de las bases de datos y la revisión de factores para corregir edad y época de parto para la producción de leche.

En diferentes estudios se han encontrado cambios en los valores de las varianzas a través de niveles de efectos fijos, como región y período y cambios en la varianzas debidos al número de lactancia o nivel de producción (Mirande y Van Vleck, 1985; Short *et al.*, 1990; Van Der Werf *et al.*, 1994; Ibáñez *et al.*, 1999). Este tipo de estudios, que no han sido realizados en México, pueden ayudar a definir los modelos y utilizar los parámetros más adecuados en las evaluaciones genéticas de bovinos Holstein para la producción de leche a nivel nacional. Otro aspecto de interés que ha sido poco estudiado en México es la posible existencia de una interacción genotipo por ambiente (IGA) para la producción de leche y otras características entre las distintas regiones del territorio nacional. La posible existencia de IGA tiene como base los diferentes sistemas de alimentación y manejo que tiene el ganado en las distintas regiones del país, el extensivo uso de semen de toros seleccionados en otros ambientes (por ejemplo de los Estados Unidos o Canadá). Identificando que el desempeño productivo de las vacas es diferente en cada región, algunos autores han encontrado IGA para la producción de leche entre México y otros países (Abubakar *et al.*, 1987; Stanton *et al.*, 1991; Cienfuegos *et al.*, 1998).

El no considerar la heterogeneidad de varianzas genéticas para la producción de leche puede conducir a sesgos en la predicción de valores genéticos (Visscher y Hill, 1992) y por lo tanto reducir la respuesta a la selección (Garrick y Van Vleck, 1987; Mewissen y Van der Werf, 1992).

En la Asociación Holstein México, se han detectado una serie de problemas que quizá estén induciendo sesgo e imprecisión al predecir los valores genéticos para la producción de leche, estos son: 1) el uso de factores de corrección edad-época de parto para producción de leche obtenidos desde 1975, que fueron estimados sin considerar diferencias entre regiones y utilizando un modelo semental, que no considera las relaciones genéticas de los animales por la vía materna, lo que puede introducir sesgos por diferencias genéticas no consideradas en la selección; 2) desconocimiento de la posible existencia de heterogeneidad de varianzas para la producción de leche a través de efectos fijos, y la posible existencia de una interacción genotipo-medio ambiente entre regiones; y 3) la falta de estimadores de parámetros genéticos en características de longevidad, conformación y producción de leche, lo que impide el desarrollo de un programa de selección del ganado que incluya varias características.

En el presente proyecto se desarrollaron seis estudios con la intención de contribuir en la solución de la problemática mencionada en los tres incisos del párrafo anterior expuesto. Este estudio fue concebido como la herramienta para actualizar los factores de corrección edad-mes de parto utilizados en la predicción de valores genéticos para producción de leche en México, a través de la estimación de nuevos factores por regiones del país; para conocer distintas fuentes de variación genética y ambiental para producción de leche, estudiando la existencia de heterogeneidad de varianzas genéticas aditivas y residuales utilizando distintos criterios de clasificación, así como la presencia de una interacción genotipo-medio ambiente; para implementar el sistema de evaluación genética para producción de leche en el ganado Holstein en México; y

para la estimación de parámetros genéticos y fenotípicos en algunas características de conformación, longevidad y para producción de leche.

Este documento está conformado por once capítulos. En los primeros tres, se presentan la introducción general, el objetivo general y los objetivos particulares. En el capítulo cuatro se presenta la estimación de factores de corrección, en el cinco la estimación de varianzas por región y período de tiempo, en el capítulo seis heterogeneidad de varianzas e interacción genotipo por ambiente a través de regiones, en el número siete la predicción de valores genéticos para producción de leche, en el ocho se estiman parámetros genéticos y fenotípicos para características de longevidad y producción de leche, y en el capítulo nueve parámetros genéticos y fenotípicos para características de conformación, longevidad y producción de leche, lo que permitirá calcular valores genéticos predichos tomando en cuenta varias características, así como predecir la respuesta a la selección. En los capítulos del cuatro al nueve, se presenta una introducción, materiales y métodos, resultados y discusión y conclusiones, específicos para alcanzar los objetivos definidos en cada uno de ellos. Debido a que en los capítulos cuatro a nueve se utilizaron procedimientos similares (materiales y métodos), algunos párrafos son iguales en éstos. En el décimo capítulo se presenta una discusión general y en el capítulo once las conclusiones generales de este estudio.

II. OBJETIVO GENERAL

Contribuir al desarrollo de modelos de evaluación genética para características de conformación, longevidad y producción de leche, mediante la estimación de parámetros asociados con fuentes de variación genéticas y ambientales que afectan estas características, la implementación de un sistema para predecir valores genéticos para producción de leche y la estimación de relaciones genéticas y fenotípicas entre las características.

para la estimación de parámetros genéticos y fenotípicos en algunas características de conformación, longevidad y para producción de leche.

Este documento está conformado por once capítulos. En los primeros tres, se presentan la introducción general, el objetivo general y los objetivos particulares. En el capítulo cuatro se presenta la estimación de factores de corrección, en el cinco la estimación de varianzas por región y período de tiempo, en el capítulo seis heterogeneidad de varianzas e interacción genotipo por ambiente a través de regiones, en el número siete la predicción de valores genéticos para producción de leche, en el ocho se estiman parámetros genéticos y fenotípicos para características de longevidad y producción de leche, y en el capítulo nueve parámetros genéticos y fenotípicos para características de conformación, longevidad y producción de leche, lo que permitirá calcular valores genéticos predichos tomando en cuenta varias características, así como predecir la respuesta a la selección. En los capítulos del cuatro al nueve, se presenta una introducción, materiales y métodos, resultados y discusión y conclusiones, específicos para alcanzar los objetivos definidos en cada uno de ellos. Debido a que en los capítulos cuatro a nueve se utilizaron procedimientos similares (materiales y métodos), algunos párrafos son iguales en éstos. En el décimo capítulo se presenta una discusión general y en el capítulo once las conclusiones generales de este estudio.

II. OBJETIVO GENERAL

Contribuir al desarrollo de modelos de evaluación genética para características de conformación, longevidad y producción de leche, mediante la estimación de parámetros asociados con fuentes de variación genéticas y ambientales que afectan estas características, la implementación de un sistema para predecir valores genéticos para producción de leche y la estimación de relaciones genéticas y fenotípicas entre las características.

III. OBJETIVOS PARTICULARES

- 1) Investigar las diferencias entre regiones geográficas de México de los factores de corrección edad-mes de parto para producción de leche en ganado Holstein utilizados en las evaluaciones genéticas.
- 2) Estudiar las posibles diferencias entre las varianzas por efecto de región y período de tiempo y su efecto sobre la estimación de varianzas genéticas, de ambiente temporal y de ambiente permanente, sobre la heredabilidad y la repetibilidad para la producción de leche,.
- 3) Identificar y caracterizar la presencia de una interacción genotipo x ambiente entre regiones para la producción de leche en ganado Holstein en México.
- 4) Predecir valores genéticos para toros y vacas Holstein en México.
- 5) Identificar características de longevidad útiles en los programas de mejoramiento genético y estimar heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas entre éstas y características de conformación y producción de leche, para evaluar la incorporación de algunas de ellas a los programas de evaluación y de selección del ganado Holstein en México.

Referencias

- Abubakar, B.Y., McDowell, R.E. and Van Vleck, D., 1987. Interaction of genotype and environment for breeding efficiency and milk production of Holsteins in Mexico and Colombia. *Trop. Agric. (Trinidad)* 64(1): 17-22.
- Chauhan, V.P.S. and Hayes, J.F., 1991. Genetic parameters for first lactation milk production and composition traits for Holstein using multivariate restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 74: 603-610.
- Cienfuegos, R.E., Oltenacu, P.A., Blake, R.W., Schwager, S.J., Castillo, J.H. and Ruiz, L.F., 1999. Interaction between milk yield of Holstein cows in Mexico and the United States. *J. Dairy Sci.* 82: 2218.

Garrick, D.J. and Van Vleck, D., 1987. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. *J. Anim. Sci.* 65: 409-421.

Ibáñez, M. A., Carabaño, M.J., and Alenda, R. 1993. A study on heterogeneity of variances adjustment in genetic evaluations in Spain. Proc. Of the Open Session of the *Interbull Annual Meet.* Aarhus, Denmark, August 19-20, pp 1-6.

McDowell RE, Cameons JK, Louis DG, Cabello E, Christensen E. Factors for standarizing lactation records made by Holstein-Frisian in Mexico for age and month of calving. *Cornell University*, Ithaca, N.Y., [mimeo 2-75] 1975:1-15.

Meuwiseen, T.H. and Van der Werf, J.H.J., 1992. Impact of heterogeneous within herd variances on dairy cattle breeding schemes. *Liv. Prod. Sci.* 29: 547-554.

Mirande, S.L., and Van Vleck, D., 1985. Trends in genetic and phenotypic variances for milk production. *J. Dairy Sci.* 68: 2278-2284.

Misztal, I., Lawlor, T., Short, T.H. and VanRaden, P.M., 1992. Multiple-trait estimation of variance component of yield and type traits using an animal model. *J. Dairy Sci.* 75: 544-551.

Montaldo, V.H. y Castro, G.H. 1991. Situación actual y perspectivas del mejoramiento genético de los bovinos lecheros en México. En: (González, C.), *La modernización agropecuaria*. 1ª. Ed. Instituto de Investigaciones Económicas, *Universidad Nacional Autónoma de México*, México, D.F., p 160-183.

Ruíz, L.F. y Moro, M.J. 1999. Integración de la información de control de producción y su uso en las evaluaciones genéticas. *15a Conf. Internacional sobre Ganado Lechero*; 13-15 de agosto, Cd. de México, pp 35-44.

SAGAR, 2000. Situación actual y perspectivas de la producción de leche de ganado bovino en México. *Secretaría de Agricultura, Ganadería y Desarrollo Rural*; Centro de Estadística Agropecuaria. pp 78.

Short, T.H., Blake, R.W., Quaas, R.L. and Van Vleck, D., 1990. Heterogeneous within-herd variance. 1. Genetic parameters for first and second lactation milk yield of grade Holsteins cows. *J. Dairy Sci.* 73: 3312-3320.

Short, T.H. and Lawlor, T.J., 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holstein. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.

Stanton, T.L., Blake, R.W., Quaas, R.L., Van Vleck, D. and Carabaño, M.J., 1991. Genotype by environment interaction for Holstein milk yield in Colombia, Mexico, and Puerto Rico. *J. Dairy Sci.* 74: 1700-1714.

Strandberg, E. and Solkner, J., 1996. Breeding for longevity and survival in dairy cattle. Proc. International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. *Faculte Universitaire des Sciences Agronomiques*, Cembleux, Belgium, January 21-23; p 111-119.

Valencia, P.M., Ruíz, L.F., Montaldo, V.H., Keown, J.F., Van Vleck, L.D. 1999. Evaluación genética para la producción de leche en ganado Holstein en México. *Téc. Pec. Méx.* 37(3): 1-8.

Van Der Werf, J.H.J., Meuwissen, T.H.E. and De Jong G., 1994. Effects of correction for heterogeneity of variance on bias and accuracy of breeding value estimation for Dutch dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 77: 3174-3184.

Van Vleck, L.D., 1976. Notes on the theory and application of selection principles for genetic improvement of animals. Dept. Anim. Sci., *Cornell University*, Ithaca, N.Y., USA.

Visscher, P.M. and Hill, W.G., 1992. Heterogeneity of variance and dairy cattle breeding. *Anim. Prod.* 55: 321-329.

Visscher, P.M. and Goddard, M.E., 1995. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 78: 205-220.

IV. ESTIMACION DE FACTORES DE CORRECCION EDAD-MES DE PARTO PARA PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

En la evaluación genética de los bovinos productores de leche, es necesario corregir fuentes de variación ambiental que influyen sobre las características de importancia económica. Los ajustes permiten reducir el error en las comparaciones entre animales y aumentar la precisión de los valores genéticos predichos (Keown y Everett, 1985; Norman *et al.*, 1995). Los factores de corrección multiplicativos, contribuyen a corregir tanto las diferencias entre las medias como las diferencias entre las varianzas, a través de grupos de edad-estación de parto (Searle y Henderson, 1960).

Los principales factores ambientales que influyen sobre la producción de leche en bovinos son la edad o número de parto (Syrstad, 1965; Freeman, 1973; Mao *et al.*, 1974), la época de parto (Annis *et al.*, 1959; Martínez *et al.*, 1990), el año de parto (Ortíz, 1989; Duraes y Keown, 1991), el efecto del hato (Van Vleck *et al.*, 1961; Everett *et al.*, 1982; Avendaño *et al.*, 1989) y el número de ordeñas (Wiggans y Grossman, 1980). Varios de estos factores actúan en forma conjunta produciendo interacciones (Ortíz, 1989; Everett *et al.*, 1982; Ptak *et al.*, 1993).

Los factores de corrección (FC) que actualmente utiliza la Asociación Holstein de México fueron desarrollados en 1975 por McDowell *et al.* (1975), utilizando un modelo semental que no considera las relaciones genéticas de los animales por la vía materna, lo que puede introducir sesgos por diferencias genéticas no consideradas en el selección. Desde la adopción de éstos, las prácticas de manejo de los hatos han cambiado y se ha incrementado el nivel de producción por vaca, lo que pudiera influir en los valores de dichos factores.

En México se han encontrado diferencias en los niveles de producción de leche al clasificar las lactancias por región geográfica (Valencia, 1999; datos no publicados). En la medida en que los sistemas de manejo cambian y los efectos de época pueden ser distintos para las diferentes regiones del país, es necesario estimar nuevos FC. El objetivo de este trabajo fue estimar FC para producción de leche en ganado Holstein en tres regiones geográficas de México.

MATERIALES Y METODOS

Los registros de producción de leche utilizados, fueron de animales de raza Holstein obtenidos por la Asociación Holstein de México de 1970 hasta 1997.

Para garantizar la calidad de la información, se eliminaron registros de: vacas que no tuvieron anotada una primera lactancia, aquéllas que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía el registro, hatos que tenían menos de 5 lactancias, registros cuyo código de terminación era no utilizable (inicio de lactancia con aborto, venta, muerte, enfermedad o lesiones), lactancias con menos de 1,500 kg de leche y vacas con menos de 18 meses de edad al primer parto.

En los análisis se utilizaron 72,111 lactancias a 305 días y 2 ordeñas de 43,267 vacas, distribuidas en 200 hatos. Las lactancias se clasificaron por región geográfica considerando la ubicación de los establos. La región Norte incluyó los estados de Baja California Norte, Chihuahua, Sinaloa, Coahuila y Durango; la región Centro los estados de Aguascalientes, Guanajuato, Michoacán, Jalisco, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas, y la región Sur incluyó los estados de México, Hidalgo, Tlaxcala, Puebla y Veracruz. El número de observaciones utilizadas por región fue de 12,062, 42,059 y 17,990 para las regiones Norte, Centro y Sur, respectivamente.

El archivo de pedigrí utilizado fue común para las tres regiones e incluyó a los animales presentes en las bases de datos mas sus ancestros disponibles, quedando finalmente con 57,243 animales.

Para mantener un número adecuado de observaciones por subclase, se crearon 21 grupos de edad al parto (grupo 1 de 18 a 21 meses, grupo 2 de 22 a 25 meses,..., grupo 21 >98 meses). De este modo se crearon 252 categorías (21x12) de edad-mes de parto. Se consideró como grupo base a la producción de leche promedio de vacas cuya edad se encontraba entre 70 y 73 meses, paridas en el mes de enero dentro de cada región. La determinación del grupo base se hizo de acuerdo a los resultados de varios estudios, donde encontraron que las mayores producciones de leche fueron de vacas con edades de entre 54 y 80 meses (Freeman, 1973; Duraes y Keown, 1991), paridas en los meses más fríos del año (Avendaño, 1989; Ortíz, 1989).

Dentro de cada región, se obtuvieron estimadores de los parámetros con un modelo animal mixto (Henderson, 1984). Los efectos considerados fijos en el modelo utilizado fueron hato-año y grupo de edad-mes de parto, y los aleatorios el efecto de ambiente permanente, animal y el error. Los componentes de varianza por región se estimaron con el método de máxima verosimilitud restringida (REML), usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*,1995); el modelo fue:

$$y_{ijlm} = \mu + h-a_i + ge-m_j + ap_l + an_i + e_{ijlm}$$

donde:

y_{ijlm} = m-ésimo registro de producción de leche, de la l-ésima vaca con el j-ésimo grupo de edad- mes de parto, parida en el i-ésimo hato-año,

μ = media general,

$h-a_i$ = efecto fijo del i-ésimo hato-año,

$ge-m_j$ = efecto fijo del j-ésimo grupo de edad-mes de parto,

ap_l = efecto aleatorio del ambiente permanente de la l-ésima vaca,

a_{ni} = efecto aleatorio del i -ésimo animal y

e_{ijlm} = efecto aleatorio residual (error), con media cero y varianza σ^2_e .

Una vez obtenidos los componentes de varianza para cada región, se estimaron las soluciones (desviaciones) para cada combinación edad-mes de parto. Los FC multiplicativos fueron calculados con la ecuación (Duraes y Keown, 1991):

$$FC = M/(M + \hat{D}),$$

donde

FC = factor de corrección edad-mes de parto,

M = media de producción de leche del grupo base, y

\hat{D} = desviaciones estimadas.

Los factores calculados mostraron ciertas inconsistencias, observándose pequeños 'saltos' entre los valores de las distintas categorías de edades y meses de parto. Por tal razón, se suavizaron (Everett *et al.*, 1982) las desviaciones, utilizando un modelo de regresión polinomial (Steel y Torrie, 1985), para después recalcular los FC. El modelo fue:

$$d_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + e_i,$$

donde:

d_i = desviaciones,

β_0 = ordenada de origen,

$\beta_k = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6]$ son los coeficientes de regresión,

X_{1i} = mes de parto correspondiente a cada elemento de d_i ,

X_{2i} = mes de parto al cuadrado,

X_{3i} = grupo de edad correspondiente a cada elemento de d_i ,

X_{4i} = grupo de edad al cuadrado,

X_{5i} = interacción mes por grupo de edad,

X_{6i} = interacción mes por grupo de edad al cuadrado,

e_i = error aleatorio.

IV. ESTIMACION DE FACTORES DE CORRECCION EDAD-MES DE PARTO PARA PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

En la evaluación genética de los bovinos productores de leche, es necesario corregir fuentes de variación ambiental que influyen sobre las características de importancia económica. Los ajustes permiten reducir el error en las comparaciones entre animales y aumentar la precisión de los valores genéticos predichos (Keown y Everett, 1985; Norman *et al.*, 1995). Los factores de corrección multiplicativos, contribuyen a corregir tanto las diferencias entre las medias como las diferencias entre las varianzas, a través de grupos de edad-estación de parto (Searle y Henderson, 1960).

Los principales factores ambientales que influyen sobre la producción de leche en bovinos son la edad o número de parto (Syrstad, 1965; Freeman, 1973; Mao *et al.*, 1974), la época de parto (Annis *et al.*, 1959; Martinez *et al.*, 1990), el año de parto (Ortíz, 1989; Duraes y Keown, 1991), el efecto del hato (Van Vleck *et al.*, 1961; Everett *et al.*, 1982; Avendaño *et al.*, 1989) y el número de ordeñas (Wiggans y Grossman, 1980). Varios de estos factores actúan en forma conjunta produciendo interacciones (Ortíz, 1989; Everett *et al.*, 1982; Ptak *et al.*, 1993).

Los factores de corrección (FC) que actualmente utiliza la Asociación Holstein de México fueron desarrollados en 1975 por McDowell *et al.* (1975), utilizando un modelo semental que no considera las relaciones genéticas de los animales por la vía materna, lo que puede introducir sesgos por diferencias genéticas no consideradas en el selección. Desde la adopción de éstos, las prácticas de manejo de los hatos han cambiado y se ha incrementado el nivel de producción por vaca, lo que pudiera influir en los valores de dichos factores.

En México se han encontrado diferencias en los niveles de producción de leche al clasificar las lactancias por región geográfica (Valencia, 1999; datos no publicados). En la medida en que los sistemas de manejo cambian y los efectos de época pueden ser distintos para las diferentes regiones del país, es necesario estimar nuevos FC. El objetivo de este trabajo fue estimar FC para producción de leche en ganado Holstein en tres regiones geográficas de México.

MATERIALES Y METODOS

Los registros de producción de leche utilizados, fueron de animales de raza Holstein obtenidos por la Asociación Holstein de México de 1970 hasta 1997.

Para garantizar la calidad de la información, se eliminaron registros de: vacas que no tuvieron anotada una primera lactancia, aquéllas que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía el registro, hatos que tenían menos de 5 lactancias, registros cuyo código de terminación era no utilizable (inicio de lactancia con aborto, venta, muerte, enfermedad o lesiones), lactancias con menos de 1,500 kg de leche y vacas con menos de 18 meses de edad al primer parto.

En los análisis se utilizaron 72,111 lactancias a 305 días y 2 ordeñas de 43,267 vacas, distribuidas en 200 hatos. Las lactancias se clasificaron por región geográfica considerando la ubicación de los establos. La región Norte incluyó los estados de Baja California Norte, Chihuahua, Sinaloa, Coahuila y Durango; la región Centro los estados de Aguascalientes, Guanajuato, Michoacán, Jalisco, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas, y la región Sur incluyó los estados de México, Hidalgo, Tlaxcala, Puebla y Veracruz. El número de observaciones utilizadas por región fue de 12,062, 42,059 y 17,990 para las regiones Norte, Centro y Sur, respectivamente.

El archivo de pedigrí utilizado fue común para las tres regiones e incluyó a los animales presentes en las bases de datos mas sus ancestros disponibles, quedando finalmente con 57,243 animales.

Para mantener un número adecuado de observaciones por subclase, se crearon 21 grupos de edad al parto (grupo 1 de 18 a 21 meses, grupo 2 de 22 a 25 meses,..., grupo 21 >98 meses). De este modo se crearon 252 categorías (21x12) de edad-mes de parto. Se consideró como grupo base a la producción de leche promedio de vacas cuya edad se encontraba entre 70 y 73 meses, paridas en el mes de enero dentro de cada región. La determinación del grupo base se hizo de acuerdo a los resultados de varios estudios, donde encontraron que las mayores producciones de leche fueron de vacas con edades de entre 54 y 80 meses (Freeman, 1973; Duraes y Keown, 1991), paridas en los meses más fríos del año (Avendaño, 1989; Ortíz, 1989).

Dentro de cada región, se obtuvieron estimadores de los parámetros con un modelo animal mixto (Henderson, 1984). Los efectos considerados fijos en el modelo utilizado fueron hato-año y grupo de edad-mes de parto, y los aleatorios el efecto de ambiente permanente, animal y el error. Los componentes de varianza por región se estimaron con el método de máxima verosimilitud restringida (REML), usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*,1995); el modelo fue:

$$y_{ijlm} = \mu + h-a_i + ge-m_j + ap_l + an_i + e_{ijlm}$$

donde:

y_{ijlm} = m-ésimo registro de producción de leche, de la l-ésima vaca con el j-ésimo grupo de edad- mes de parto, parida en el i-ésimo hato-año,

μ = media general,

$h-a_i$ = efecto fijo del i-ésimo hato-año,

$ge-m_j$ = efecto fijo del j-ésimo grupo de edad-mes de parto,

ap_l = efecto aleatorio del ambiente permanente de la l-ésima vaca,

a_{nl} = efecto aleatorio del l-ésimo animal y

e_{ijlm} = efecto aleatorio residual (error), con media cero y varianza σ^2_e .

Una vez obtenidos los componentes de varianza para cada región, se estimaron las soluciones (desviaciones) para cada combinación edad-mes de parto. Los FC multiplicativos fueron calculados con la ecuación (Duraes y Keown, 1991):

$$FC = M/(M + \hat{D}),$$

donde

FC = factor de corrección edad-mes de parto,

M = media de producción de leche del grupo base, y

\hat{D} = desviaciones estimadas.

Los factores calculados mostraron ciertas inconsistencias, observándose pequeños 'saltos' entre los valores de las distintas categorías de edades y meses de parto. Por tal razón, se suavizaron (Everett *et al.*, 1982) las desviaciones, utilizando un modelo de regresión polinomial (Steel y Torrie, 1985), para después recalcular los FC. El modelo fue:

$$d_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + e_i,$$

donde:

d_i = desviaciones,

β_0 = ordenada de origen,

$\beta_k = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6]$ son los coeficientes de regresión,

X_{1i} = mes de parto correspondiente a cada elemento de d_i ,

X_{2i} = mes de parto al cuadrado,

X_{3i} = grupo de edad correspondiente a cada elemento de d_i ,

X_{4i} = grupo de edad al cuadrado,

X_{5i} = interacción mes por grupo de edad,

X_{6i} = interacción mes por grupo de edad al cuadrado,

e_i = error aleatorio.

Con el fin de evaluar si existían diferencias entre los FC obtenidos en este estudio y los utilizados actualmente, se aplicó un análisis de varianza para probar los efectos de edad y mes de parto sobre las diferencias entre los dos grupos de factores para cada región. También se estimaron las correlaciones entre los FC actuales y los estimados en este trabajo. El manejo de las bases de datos, el análisis de varianza, el modelo de regresión y las correlaciones se efectuaron con Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995).

RESULTADOS Y DISCUSION

Los valores mínimos y máximos de los FC sin suavizar para las regiones Norte, Centro y Sur fueron 0.90 y 1.27, 0.94 y 1.27, y 0.88 y 1.19, respectivamente y para los factores suavizados de 0.99 y 1.34, 0.98 y 1.31, y 0.99 y 1.29 en el mismo orden señalado. Los factores utilizados actualmente por Holstein de México (McDowell *et al.*, 1975) tienen un rango de 0.96 a 1.44 y los obtenidos en este trabajo de 0.98 a 1.34.

Los estimadores de los parámetros utilizados para predecir los factores de corrección suavizados se muestran en el Cuadro 4.1 y fueron significativos ($P < 0.001$) excepto para las interacciones ($P > 0.05$). Los coeficientes de determinación fueron mayores a 0.99 en las tres regiones.

Cuadro 4.1. Estimadores de los parámetros obtenidos con el modelo de regresión polinomial para la predicción de los factores de corrección suavizados por región.

Parámetro	Norte	Centro	Sur
Ordenada de origen	1.2721754	1.2484703	1.2841817
Mes (M)	0.0297408	0.0276860	0.0135450
Mes al cuadrado	-0.0026270	-0.0022343	-0.0014568
Grupo de edad (GE)	-0.0474021	-0.0393940	-0.0433925
GE al cuadrado	0.0017692	0.0013720	0.0015272
M x GE	0.0012958	0.0001801	0.0005958
M x GE al cuadrado	-0.0000557	-0.0000106	-0.0000188

Se observó un ligero incremento de alrededor de 0.07 unidades en promedio para las tres regiones al suavizar los factores, siendo ese incremento proporcional en todos los factores para cada región, es decir dentro y entre regiones. Al tabular los factores suavizados por grupo de edad y mes de parto, las inconsistencias o 'saltos' desaparecieron y los FC se distribuyeron de una manera mas uniforme a través de los diferentes grupos de edad y mes de parto, sugiriendo que el suavizamiento fue adecuado.

En los Cuadros 4.2, 4.3 y 4.4 se presentan los FC suavizados para las regiones Norte, Centro y Sur. Al analizar las diferencias entre los FC actuales y los obtenidos en este trabajo con el análisis de varianza, los efectos de grupo de edad y mes de parto resultaron significativos ($P < 0.001$) y la interacción grupo de edad-mes de parto no fue significativa.

Cuadro 4.2. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Norte de México.

GRUPO EDAD	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
18-21	1.25	1.28	1.30	1.32	1.33	1.34	1.33	1.32	1.30	1.28	1.24	1.21
22-25	1.20	1.23	1.25	1.27	1.28	1.29	1.29	1.28	1.26	1.24	1.21	1.18
26-29	1.16	1.19	1.21	1.23	1.24	1.25	1.25	1.24	1.23	1.21	1.18	1.15
30-33	1.13	1.15	1.18	1.20	1.21	1.22	1.22	1.21	1.20	1.18	1.16	1.13
34-37	1.10	1.12	1.15	1.17	1.18	1.19	1.19	1.18	1.17	1.16	1.13	1.11
38-41	1.07	1.10	1.12	1.14	1.15	1.16	1.16	1.16	1.15	1.13	1.11	1.09
42-45	1.05	1.08	1.10	1.12	1.13	1.14	1.14	1.14	1.13	1.12	1.10	1.07
46-49	1.03	1.06	1.08	1.10	1.11	1.12	1.13	1.12	1.11	1.10	1.08	1.06
50-53	1.02	1.05	1.07	1.09	1.10	1.11	1.11	1.11	1.10	1.09	1.07	1.05
54-57	1.01	1.04	1.06	1.08	1.09	1.10	1.10	1.10	1.09	1.08	1.06	1.04
58-61	1.00	1.03	1.05	1.07	1.08	1.09	1.09	1.09	1.08	1.07	1.05	1.03
62-65	1.00	1.02	1.04	1.06	1.07	1.08	1.09	1.08	1.08	1.07	1.05	1.03
66-69	0.99	1.02	1.04	1.06	1.07	1.08	1.08	1.08	1.07	1.06	1.05	1.02
70-73	1.00	1.02	1.04	1.06	1.07	1.08	1.08	1.08	1.07	1.06	1.04	1.02
74-77	1.00	1.02	1.04	1.06	1.07	1.08	1.08	1.08	1.07	1.06	1.04	1.02
78-81	1.00	1.03	1.05	1.07	1.08	1.08	1.09	1.08	1.08	1.06	1.05	1.02
82-85	1.01	1.04	1.06	1.07	1.09	1.09	1.09	1.09	1.08	1.07	1.05	1.03
86-89	1.02	1.05	1.07	1.08	1.10	1.10	1.10	1.10	1.09	1.07	1.06	1.03
90-93	1.04	1.06	1.08	1.10	1.11	1.11	1.11	1.11	1.10	1.08	1.06	1.04
94-97	1.06	1.08	1.10	1.12	1.13	1.13	1.13	1.12	1.11	1.09	1.07	1.05
>98	1.08	1.10	1.12	1.14	1.15	1.15	1.15	1.14	1.13	1.11	1.09	1.06

Los FC tendieron a ser mayores en los meses de abril a agosto que en los meses restantes en las tres regiones. En los Cuadros 4.2, 4.3 y 4.4 se puede apreciar que el efecto de mes de parto fue mayor para la región Norte, seguida por la Centro y finalmente por la región Sur de acuerdo a la magnitud de los valores de los FC estimados. Esto sugiere que temperaturas y humedades extremas parecen reducir más drásticamente los niveles de producción de leche en las vacas paridas en verano, sobre todo en la región Norte. En Brasil, Duraes y Keown (1991) encontraron resultados similares en el efecto de estación, observando además que las vacas maduras paridas durante el verano fueron más afectadas que las vacas jóvenes.

Cuadro 4.3. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Central de México.

GRUPO EDAD	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
18-21	1.23	1.26	1.28	1.30	1.31	1.31	1.31	1.31	1.29	1.27	1.25	1.21
22-25	1.19	1.22	1.24	1.26	1.27	1.27	1.27	1.26	1.25	1.23	1.21	1.17
26-29	1.15	1.18	1.20	1.22	1.23	1.23	1.23	1.22	1.21	1.19	1.17	1.14
30-33	1.12	1.15	1.17	1.18	1.19	1.20	1.20	1.19	1.18	1.16	1.14	1.12
34-37	1.10	1.12	1.14	1.15	1.16	1.17	1.17	1.16	1.15	1.13	1.11	1.09
38-41	1.08	1.10	1.12	1.13	1.14	1.14	1.14	1.14	1.13	1.11	1.09	1.07
42-45	1.06	1.08	1.10	1.11	1.12	1.12	1.12	1.12	1.11	1.09	1.07	1.05
46-49	1.04	1.06	1.08	1.09	1.10	1.10	1.10	1.10	1.09	1.07	1.06	1.03
50-53	1.03	1.05	1.06	1.08	1.08	1.09	1.09	1.08	1.07	1.06	1.04	1.02
54-57	1.02	1.04	1.05	1.06	1.07	1.08	1.08	1.07	1.06	1.05	1.03	1.01
58-61	1.01	1.03	1.04	1.05	1.06	1.07	1.07	1.06	1.05	1.04	1.02	1.00
62-65	1.00	1.02	1.04	1.05	1.06	1.06	1.06	1.05	1.04	1.03	1.01	0.99
66-69	1.00	1.02	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.05	1.04	1.03	1.01	0.99
70-73	1.00	1.01	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.04	1.04	1.02	1.01	0.99
74-77	1.00	1.01	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.04	1.03	1.02	1.00	0.98
78-81	1.00	1.02	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.05	1.04	1.02	1.01	0.98
82-85	1.00	1.02	1.04	1.05	1.05	1.06	1.05	1.05	1.04	1.03	1.01	0.99
86-89	1.01	1.03	1.04	1.05	1.06	1.06	1.06	1.05	1.04	1.03	1.01	0.99
90-93	1.02	1.04	1.05	1.06	1.07	1.07	1.07	1.06	1.05	1.04	1.02	1.00
94-97	1.03	1.05	1.06	1.07	1.08	1.08	1.08	1.07	1.06	1.05	1.03	1.01
>98	1.04	1.06	1.08	1.09	1.09	1.10	1.09	1.09	1.08	1.06	1.04	1.02

La disponibilidad y calidad del alimento tiene gran influencia sobre la producción de leche y está asociada a la variación estacional (Keown y Everett, 1985). En vacas jóvenes de este estudio (de 18 a 45 meses de edad), la mayor producción ocurrió de septiembre a marzo y

la producción se incrementó al incrementarse la edad de las vacas, hasta alrededor de los 75 meses. En edades posteriores, la mayor producción de leche se presentó entre los meses de noviembre y marzo para las tres regiones. -

Cuadro 4.4. Factores de corrección suavizados edad-mes de parto para la producción de leche en la región Sur de México.

GRUPO EDAD	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
18-21	1.25	1.27	1.28	1.29	1.29	1.29	1.28	1.27	1.26	1.24	1.22	1.20
22-25	1.21	1.22	1.23	1.24	1.24	1.24	1.24	1.23	1.22	1.20	1.18	1.16
26-29	1.17	1.18	1.19	1.20	1.20	1.20	1.20	1.19	1.18	1.17	1.15	1.13
30-33	1.13	1.15	1.16	1.17	1.17	1.17	1.17	1.16	1.15	1.14	1.12	1.10
34-37	1.11	1.12	1.13	1.14	1.14	1.14	1.14	1.13	1.12	1.11	1.09	1.08
38-41	1.08	1.09	1.10	1.11	1.11	1.12	1.11	1.11	1.10	1.09	1.07	1.06
42-45	1.06	1.07	1.08	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.08	1.07	1.05	1.04
46-49	1.04	1.05	1.06	1.07	1.08	1.08	1.08	1.07	1.06	1.05	1.04	1.02
50-53	1.03	1.04	1.05	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.05	1.04	1.03	1.01
54-57	1.02	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.04	1.03	1.02	1.00
58-61	1.01	1.02	1.03	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.03	1.02	1.01	0.99
62-65	1.00	1.01	1.02	1.03	1.03	1.04	1.03	1.03	1.02	1.01	1.00	0.99
66-69	1.00	1.01	1.02	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.02	1.01	1.00	0.99
70-73	1.00	1.01	1.02	1.02	1.03	1.03	1.03	1.03	1.02	1.01	1.00	0.99
74-77	1.00	1.01	1.02	1.02	1.03	1.03	1.03	1.03	1.02	1.01	1.00	0.99
78-81	1.00	1.01	1.02	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.02	1.02	1.00	0.99
82-85	1.00	1.02	1.03	1.03	1.04	1.04	1.04	1.04	1.03	1.02	1.01	1.00
86-89	1.01	1.02	1.03	1.04	1.05	1.05	1.05	1.04	1.04	1.03	1.02	1.00
90-93	1.02	1.04	1.05	1.05	1.06	1.06	1.06	1.06	1.05	1.04	1.03	1.01
94-97	1.04	1.05	1.06	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.06	1.05	1.04	1.03
>98	1.05	1.07	1.08	1.08	1.09	1.09	1.09	1.09	1.08	1.07	1.06	1.04

La distribución de los FC actuales y los obtenidos en este trabajo mostraron diferencias con respecto al mes de parto. Para observar esas diferencias, se graficó la distribución de los factores a lo largo del año, tomando tres distintos meses de manera arbitraria (enero, mayo y agosto). En la Figura 1 se muestra la distribución de los factores actuales y de los factores obtenidos en este estudio para el mes de enero. Al obtener el promedio de los factores usados actualmente en los grupos de vacas entre 18 y 45 meses de edad, éste fue mayor que los promedios de los factores estimados para las tres regiones, y hacia los grupos de edades mayores de 82 meses los factores usados actualmente disminuyen. En el mes de abril los factores actuales tendieron a ser ligeramente menores en los grupos de

vacas mayores de 70 meses (Figura 2) con respecto a los otros grupos de edades. En el mes de agosto los factores actuales promedio fueron ligeramente superiores en las vacas con edades tempranas (entre 18 y 33 meses de edad) y en los grupos de edades mayores a 66 meses, los factores actuales tuvieron valores intermedios respecto a los obtenidos en las tres regiones (Figura 3).

Las correlaciones entre los factores actuales y los obtenidos para la región Norte, Centro y Sur fueron de 0.89, 0.92, y 0.90 respectivamente. A pesar de que las correlaciones entre los FC actuales y los obtenidos en este trabajo fueron relativamente altas, se pueden esperar diferencias en las producciones de leche al corregirlas con los FC de este trabajo, debido a que existen diferencias significativas ($P < 0.01$) para los efectos de grupo de edad y mes de parto en los FC estimados en este estudio. También se pueden esperar sesgos en los resultados de las evaluaciones genéticas, sobre todo de toros jóvenes, debido a que la información utilizada en su evaluación corresponde principalmente a primeras lactancias. Adicionalmente, dado que las principales diferencias entre los factores actuales y los estimados en este trabajo se dieron en vacas jóvenes, las comparaciones entre evaluaciones de vacas obtenidas con registros de diferente edad podrían estar sesgadas.

CONCLUSIONES

Se espera que los factores de corrección obtenidos en este trabajo sean más precisos que los utilizados actualmente, debido a que en su estimación se utilizó un modelo animal, el cual considera todas las relaciones genéticas de los animales, con una mayor cantidad de datos cubriendo un período de tiempo más amplio y usando componentes de varianza estimados para cada región.

En este trabajo se mostró que existen diferencias entre regiones para varios aspectos que pueden influir en los valores de los factores de corrección. Por las razones expuestas, se considera adecuado que los factores de corrección estimados en este estudio sean utilizados en lo futuro en las evaluaciones genéticas del ganado Holstein para la

producción de leche, lo que permitirá reducir el sesgo en la obtención de valores genéticos predichos y realizar comparaciones más precisas entre vacas con diferentes edades y meses de parto en cada región del país, lo que podría mejorar la respuesta a la selección en esta población.

REFERENCIAS

Annis, D.J., Erb, R.E., Winters, W.R. 1959. Influence of month and season of calving on yields of milk and fat. *Washington Agric. Exp. Stat.*, Bull. 606, pp 12.

Avendaño, R.L. 1989. Estimación de la tendencia genética para producción de leche en hatos Holstein en México. Tesis Maestría, Fac. Med. Vet. Zoot., *Universidad Nacional Autónoma de México*, pp 113.

Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, L.D., Van Tassell, C.P., Katchman, S.D. 1995. A manual for use MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances. *USDA, Agric. Res. Service*, pp 114.

Duraes, M.C., Keown, J.F. 1991. Age-month factors-mature equivalent factors for three yield traits for non-registered and registered cattle. *Rev. Brasil. Genet.* 14(3):713-728.

Everett, R.W., Taylor, F.J., Hammond, K. 1982. Mixed model estimation of age and month of calving adjustment factors for milk and butterfat yields of New South Wales Dairy Cattle. *Aust. J. Agric. Res.* 33(4):731-741.

Freeman, A.E. 1973. Age adjustment of production records: History and basic problems. Symp.: Age adjustment. *J. Dairy Sci.* 56: 941-947.

Henderson, C.R. 1984. Applications of linear model in animal breeding. *University of Guelph*, Canada; pp 423.

Keown, J.F., Everett R.,W. 1985. Age-month adjustment factors for milk, fat and protein yields in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 68:2664-2669.

Mao, I.L., Wilton, J.W., Burnside, E.B. 1974. Parity in age adjustment for milk and fat yield. *J. Dairy Sci.* 57:100-104.

Martinez, M.L., Lee, A.J., Lin, C.Y. 1990. Multiplicative age-season adjustment factors by maximum likelihood, gross comparisons, and paired comparisons. *J. Dairy Sci.* 73: 819-825.

McDowell, R.E., Cameons, J.K., Louis, D.G., Cabello, E., Christensen, E. 1975. Factors for standarizing lactation records made by Holstein-Frisian in México for age and month of calving. *Cornell University*, Ithaca, N.Y., [mimeo 2-75] :1-15.

Norman, H.D., Meinert, T.R., Schutz, M.M., Wright, J.R. 1995. Age and seasonal effects on Holstein yield for four regions of the United States over time. *J. Dairy Sci.* 78:1855-1861.

Ortíz, O.R.J. 1989. Fuentes de variación ambiental que afectan la producción de leche y el intervalo entre partos en vacas Holstein. Tesis Maestría, *Colegio de Postgraduados*, México, 108 pp.

Ptak, E., Horst, H.S., Schaeffer, L.R. 1993. Interaction of age and month of calving with year of calving for production traits of Ontario Holsteins. *J. Dairy Sci.* 76:3792-3798.

SAS, 1995. Institute Inc. User's guide for linear models. Cary, NC, USA: *SAS Inst. Inc.*

Searle, S.R., Henderson, C.R. 1960. Judging the effectiveness of age-correction factors. *J Dairy Sci.* 43:966-974.

Steel, R., Torrie, J. 1985. Bioestadística: principios y procedimientos. Colombia: *McGraw Hill*.

Syrstad, O. 1965. Studies on dairy herd records. II. Effect of age and season of calving. *Acta. Agric. Scand.* 15: 31-35.

Van Vleck, L.D., Wadell, L.H., Henderson, C.R. 1961. Components of variance associated with milk and fat records of artificially sired Holstein daughters. *J. Dairy Sci.* 20: 812-815.

Wiggans, G.R., Grossman, M. 1980. Adjusting records from a three-times-a-day to two-times-a-day milking basis. *Dairy Herd Improvement Letter, USDA.* 56(4): 7-18.

Figura 1. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de enero.

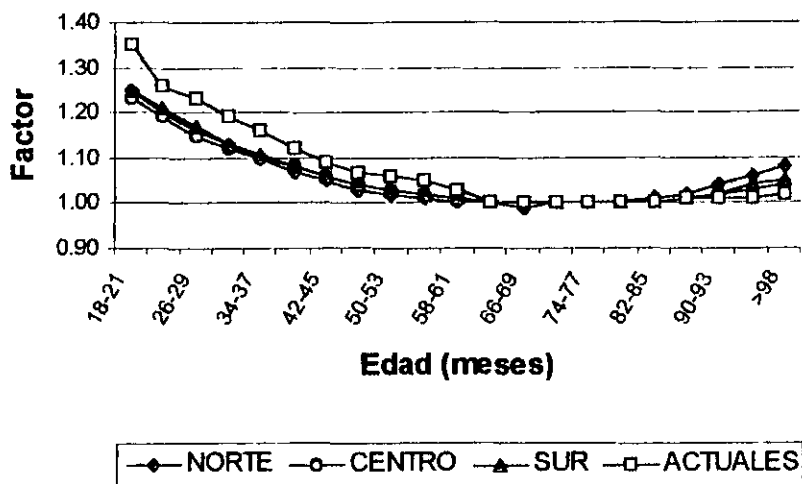


Figura 2. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de abril.

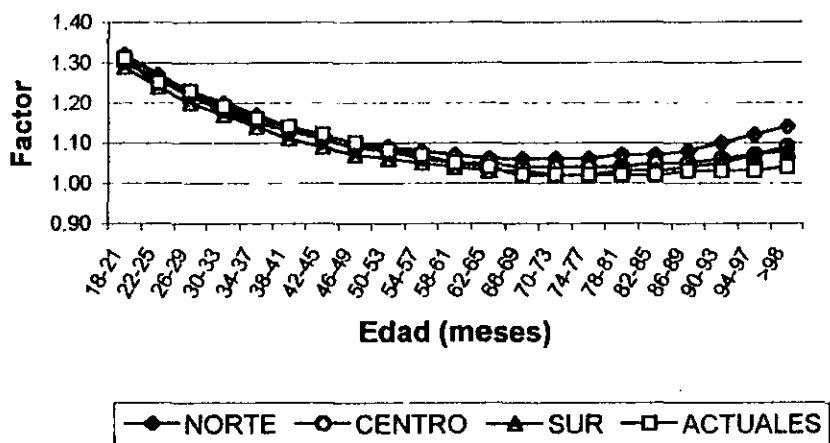
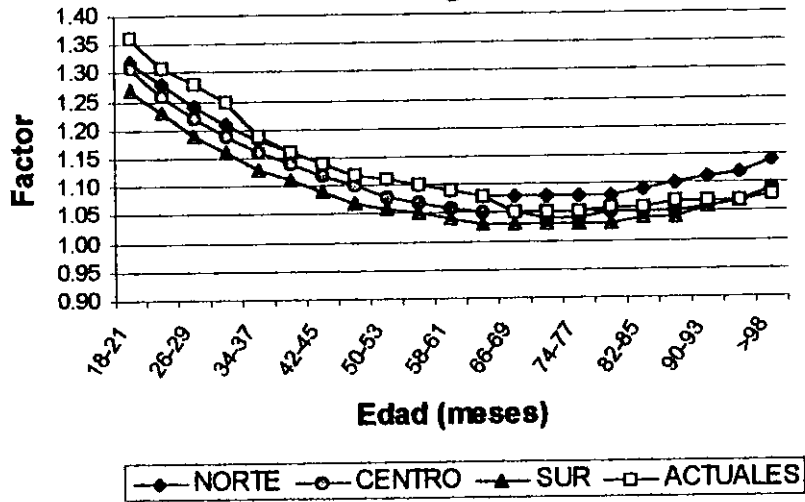


Figura 3. Factores de corrección utilizados actualmente y los obtenidos en este estudio para el mes de agosto.



V. VARIANZAS GENÉTICAS Y AMBIENTALES PARA LA PRODUCCION DE LECHE POR REGION Y PERIODO EN BOVINOS HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

La predicción de valores genéticos en bovinos productores de leche con modelos lineales mixtos, presupone el conocimiento de las varianzas de los efectos aleatorios genéticos y ambientales (Henderson, 1984). En la práctica, estas varianzas tienen que ser estimadas con métodos que garanticen su precisión e insesgamiento, a partir de datos obtenidos del control de producción (Hofer, 1998). El uso de estimadores precisos de las varianzas permite calcular predictores que ordenan mejor los animales con base en su valor genético y mejoran por lo tanto la respuesta a la selección (Garrick y Van Vleck, 1987).

En la actualidad, el procedimiento de máxima verosimilitud restringida (MVR), asociado al uso de un modelo animal (MA), es el método de referencia para la estimación de varianzas en bovinos productores de leche debido a sus convenientes propiedades de mantener los estimadores de las varianzas en el espacio paramétrico y por tomar en cuenta el sesgo por selección cuando el pedigrí es completo (Henderson, 1984; Searle *et al.*, 1992; Hofer, 1998).

Los estimadores disponibles de varianzas genéticas y ambientales para la producción de leche en bovinos en México han sido obtenidas utilizando un número relativamente limitado de registros y hatos, usando algoritmos derivados del análisis de varianza como el método III de Henderson (Sosa, 1980; 1987; Ruíz y Apodaca, 1988; Montaldo y Torres, 1992), o usando un modelo macho, (Abubakar *et al.*, 1987; Montaldo y Torres, 1992), los cuales consideran solo parcialmente las relaciones genéticas entre los animales en la población y no corrige por lo tanto todos los sesgos por selección comparado con un modelo animal (Hofer, 1998).

En algunos estudios se han encontrado cambios en los valores de las varianzas a través de efectos fijos, como región y período y cambios en la varianzas debidos al número de lactancia (Maijala y Hana, 1974; Mirande y Van Vleck, 1985; Carabaño *et al.*, 1990; Dong y Mao, 1990; Wiggans y VanRaden, 1991; Short *et al.*, 1990; Van Der Werf *et al.*, 1994; Albuquerque *et al.*, 1995; Ibáñez *et al.*, 1999). Este tipo de estudios, que no han sido realizados en México, pueden ayudar a definir los modelos y utilizar los parámetros más adecuados en la evaluaciones genéticas de bovinos Holstein para la producción de leche a nivel nacional.

Este trabajo tiene como objetivos estimar varianzas genéticas, de ambiente temporal y de ambiente permanente, la heredabilidad y la repetibilidad de la producción de leche utilizando la metodología MVR con un modelo animal, estudiando las posibles diferencias entre las varianzas y los efectos de región y período a partir de la información de primeras lactancias y lactancias posteriores obtenidas de 1970 a 1997 de bovinos Holstein en hatos clasificados por región.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los registros utilizados fueron obtenidos del sistema de control de producción de la Asociación Holstein de México A.C. Con el objeto de mejorar la calidad de los estimadores, se eliminaron los registros que no tuvieron información de una primera lactancia, aquellos que carecían de información del número de lactancia, hatos que tenían menos de 5 vacas, animales con lactancias cuyo código de terminación de lactancia era venta, muerte, enfermedad o lesiones y lactancia iniciada con aborto. Se eliminaron también vacas con lactancias con producciones menores de 1500 kg de leche (por considerarlas anormales) y vacas con menos de 18 meses de edad al primer parto, quedando un total de 86,812 registros de 36,786 vacas.

Las lactancias fueron ajustadas a edad-mes de parto, dos ordeñas y 305 días con los factores desarrollados por McDowell *et al.* (1975), Wiggans y Grossman (1980) y Wiggans y Powell (1980), respectivamente.

La información se clasificó en tres regiones, Norte, Centro y Sur, considerando la ubicación y las características climáticas comunes de los estados. La región Norte incluyó los estados de Baja California Norte, Chihuahua, Sinaloa, Coahuila y Durango; la región Centro los estados de Aguascalientes, Guanajuato, Michoacán, Jalisco, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas, y la región Sur incluyó los estados de México, Hidalgo, Tlaxcala, Puebla y Veracruz. Las lactancias se agruparon en tres periodos, 1973-1983, 1984-1990 y 1991-1997, y por región y período.

Para evaluar si existían diferencias en las varianzas genéticas aditivas y residuales entre la primera y posteriores lactancias, se generaron archivos conteniendo solo información de primeras lactancias. En los Cuadros 5.1 y 5.2 se muestra el número de observaciones de cada base de datos.

El archivo de pedigrí usado para estimar los componentes de varianza en todas las bases de datos incluyó registros de 55,185 animales.

Las bases de datos y los archivos de pedigrí se hicieron utilizando programas en lenguaje Fortran y con el Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995). La estimación de los componentes de varianza se hizo con el método de máxima verosimilitud restringida (MVR) usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995).

El modelo animal utilizado (Henderson, 1984) para la producción de leche incluyó hato-año, como efecto fijo, y animal como efecto aleatorio. En el análisis de los archivos con todas las lactancias, se incluyó además el efecto aleatorio del ambiente permanente. El modelo usado en primeras lactancias representado en notación matricial fue:

$$y = Xb + Zu + e$$

donde:

y = vector ($nx1$) de observaciones de producción de leche,

X = matriz de incidencia ($n \times p$) de efectos fijos, donde se incluyó hato-año,

b = vector ($px1$) de efectos fijos,

Z = matriz incidencia ($n \times q$) de efectos aleatorios, donde se incluyó el animal

u = vector ($qx1$) de efectos aleatorios,

e = vector ($nx1$) aleatorio (error).

Al efectuar los análisis, se supuso que los elementos de 'u' y 'e' se distribuyeron normalmente y que no estaban correlacionados.

Para estimar los componentes de varianza, se consideró que la convergencia fue obtenida cuando el -2 logaritmo de verosimilitud (L) fue menor o igual a 10^6 . Si al menos tres reinicios con valores iniciales diferentes obtuvieron convergencia al mismo valor, entonces se supuso que el máximo global fue encontrado (Boldman *et al.*, 1995).

Los errores estándar de la heredabilidad se obtuvieron haciendo uso de la metodología basada en la matriz de información promedio (Dodenhoof *et al.*, 1998).

Se utilizó la prueba de Bartlett (Snedecor y Cochran, 1993) para probar la significancia de las diferencias entre las varianzas genéticas aditivas, de ambiente permanente y residuales a través de región, período y región-período de tiempo, para primeras y posteriores lactancias.

RESULTADOS Y DISCUSION

Análisis con todas las lactancias. En el Cuadro 5.1 se presentan los componentes de varianza por región y período de tiempo para todas las lactancias. En este estudio, se

encontraron diferencias entre las varianzas genéticas aditivas, de ambiente permanente y residuales cuando los registros fueron clasificados por región, período y sus combinaciones ($p < 0.05$), tanto en los análisis de primeras, como en los que incluyeron lactancias posteriores.

En los análisis con todas las lactancias, las principales diferencias se encontraron para la varianza genética aditiva clasificada por región y período. Se observaron diferencias ($p < 0.05$) en las regiones Norte y Sur para la varianza de ambiente permanente por período de tiempo. Las varianzas residuales mostraron cambios entre periodos así como en las combinaciones región-período para las regiones Centro y Sur ($p < 0.05$).

Cuadro 5.1. Número de observaciones y componentes de varianza por región, período de tiempo y región-período de tiempo para producción de leche en ganado Holstein en México incluyendo todas las lactancias.

Datos	N	Varianza Genética aditiva	Varianza ambiental permanente	Varianza ambiental residual	$h^2 \pm ee$	r
Norte	13,420	742,895	345,427	1287,305	0.31 0.02	0.46
Centro	51,468	487,550	420,083	1207,547	0.23 0.01	0.43
Sur	21,924	351,925	446,785	1182,891	0.18 0.02	0.40
Período 1973-1983	26,998	421,899	346,583	790,597	0.27 0.02	0.49
Período 1984-1990	27,105	364,374	425,267	1053,383	0.20 0.02	0.43
Período 1991-1997	32,709	614,437	450,750	1713,265	0.22 0.01	0.38
Norte 1973-1983	6,954	433,714	500,844	1026,211	0.22 0.03	0.48
Norte 1984-1990	2,834	348,370	495,959	1010,160	0.19 0.05	0.46
Norte 1991-1997	3,632	1464,289	82,956	1936,013	0.42 0.05	0.44
Centro 1973-1983	13,035	406,854	304,508	688,736	0.29 0.03	0.51
Centro 1984-1990	17,003	369,170	393,036	1047,751	0.20 0.02	0.42
Centro 1991-1997	21,430	572,485	456,927	1693,921	0.21 0.02	0.38
Sur 1973-1983	7,009	456,710	222,429	762,385	0.32 0.04	0.47
Sur 1984-1990	7,268	344,109	485,887	1079,323	0.18 0.03	0.43
Sur 1991-1997	7,647	365,952	558,181	1646,034	0.14 0.03	0.36

N = número de observaciones; h^2 = heredabilidad; ee = error estándar; r = repetibilidad.

El modelo utilizado para predecir valores genéticos para la producción de leche en el ganado Holstein en México, supone homogeneidad de varianzas genéticas y ambientales (Valencia *et al.*, 1999). Esta suposición se ha hecho también en España (Ibáñez *et al.*, 1993) y en varios estudios muestran evidencias de heterogeneidad de varianzas a través de ambientes y a diferentes niveles de producción de los hatos (Mirande y Van Vleck, 1985; Boldman y Freeman, 1990; Dong y Mao, 1990; Van der Werf *et al.*, 1994).

Hill (1984) y Vinson (1987), muestran en sus estudios de simulación que el no considerar la heterogeneidad propicia, además, la selección de un mayor número de animales que proceden de ambientes con varianzas grandes, y concluyen señalando que el sesgo aparece en los valores genéticos predichos de toros con una gran proporción de hijas de un solo ambiente, y especialmente de vacas. Cuando los toros tienen una adecuada distribución de hijas en los distintos ambientes, el efecto de la heterogeneidad de varianzas en los valores genéticos predichos de los toros es pequeña (Garrick y Van Vleck, 1987).

En este estudio, la varianza genética aditiva para la región Norte fue 2.1 y 1.4 veces la varianza genética aditiva de la región Sur y Centro, respectivamente, y las varianzas residuales se incrementaron a través del tiempo de 790,597 a 1713,265 en los periodos 1973-1983 y 1991-1997, respectivamente. Es probable que haya existido una sobreestimación de la varianza genética aditiva en la región Norte, debida a errores de muestreo. En algunas ocasiones es difícil separar las (co)varianzas genéticas aditivas y residuales cuando el número de lactancias que tiene cada vaca es diferente. Esta situación propicia una correlación negativa en los estimadores y la consecuente sobreestimación de la varianza genética aditiva (L. D. Van Vleck., 2000, comunicación personal).

La varianza genética aditiva mostró una tendencia a incrementar a través del tiempo, con una ligera disminución en el período intermedio del estudio (1984-1990). El incremento

en la varianza genética aditiva del período 1991-1997 fue 68% mayor que en el período 1973-1983. Ibáñez *et al.* (1999) encontraron incrementos en la varianza genética aditiva de alrededor de 70% a través del tiempo (en los años 1988-1989 respecto al período base 1980-1984) en vacas Holstein de España.

Es probable que el incremento en la varianza genética aditiva se deba a la importación de material genético extranjero que puede diferir en la frecuencia de algunos alelos respecto a la población local, lo que pudo propiciar un incremento en el mérito genético observado para la producción de leche en la población Holstein mexicana en el período considerado.

Se examinó la distribución de registros de acuerdo al número de lactancia tratando de explicar el mayor valor de la heredabilidad obtenido para la región Norte y período 1991-1997 (0.42 ± 0.05). El porcentaje de primeras lactancias fue menor en la región Norte para el período 1991-1997 respecto a los demás archivos en promedio (27% vs 42%), por lo que la varianza genética aditiva probablemente se incrementó, considerando que el valor de la varianza genética aditiva para primeras lactancias fue menor. Otras razones probables son un error de estimación relativamente alto asociado al menor número de observaciones en esta combinación, o a problemas de convergencia asociados al procedimiento de MVR libre de derivadas utilizado en este estudio.

Análisis de primeras lactancias. Las varianzas estimadas para primeras lactancias se presentan en el Cuadro 5.2. Las varianzas residuales de los análisis con primeras lactancias mostraron una tendencia a incrementar a través del tiempo. Se encontró un incremento de 46% en el período 1991-1997 respecto al período 1984-1990 ($p < 0.05$) y en las combinaciones regiones-periodos todas las varianzas residuales también aumentaron con el tiempo. En el período 1991-1997 de las regiones Centro y Sur, las varianzas residuales fueron 2.4 y 1.5 veces mayores respecto al período 1973-1983. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Wiggans y VanRaden (1991) con registros de vacas de los Estados Unidos, y de Van Der Werf *et al.* (1994) en ganado

lechero de Holanda, quienes concluyen que la varianza ambiental se incrementó a través del tiempo.

Cuadro 5.2. Número de observaciones y componentes de varianza por región, período de tiempo y región-período de tiempo para producción de leche en ganado Holstein en México utilizando primeras lactancias.

Datos	Número de observaciones	Varianza genética aditiva	Varianza ambiental residual	$h^2 \pm ee$
Norte	5,275	471,542	1481,704	0.24 0.03
Centro	21,772	464,124	1379,212	0.25 0.02
Sur	9,739	363,388	1402,639	0.21 0.02
Período 1973-1983	12,125	431,453	970,463	0.31 0.03
Período 1984-1990	11,227	422,793	1270,002	0.25 0.02
Período 1991-1997	13,434	497,025	1851,787	0.21 0.02
Norte 1973-1983	3,229	396,521	1406,912	0.22 0.04
Norte 1984-1990	1,075	261,707	1480,034	0.15 0.07
Norte 1991-1997	971	880,093	1761,287	0.33 0.06
Centro 1973-1983	5,546	451,804	777,190	0.37 0.04
Centro 84-90	7,082	402,423	1223,060	0.25 0.03
Centro 1991-1997	9,144	514,516	1847,445	0.22 0.03
Sur 1973-1983	3,350	456,628	843,401	0.35 0.05
Sur 1984-1990	3,070	509,240	1306,695	0.28 0.05
Sur 1991-1997	3,319	408,451	1805,515	0.18 0.04

h^2 = heredabilidad; ee = error estándar.

Varios autores sugieren que la varianza residual incrementa en forma proporcional como incrementa el promedio de producción de leche (Mirande y Van Vleck, 1985; Boldman y Freeman 1990; Dong y Mao, 1990; Ibáñez *et al.*, 1999). Powell *et al.* (1983) encontraron más vacas "elite" en hatos con altas producciones que en hatos con bajas

producciones y sugieren que el incremento en la variación se ha encontrado asociado al incremento en la producción promedio de leche. Los resultados de Ibáñez *et al.* (1999) muestran incrementos de 40 a 80% en las varianzas residuales cuando el nivel cambió de bajo a alto promedio de producción de leche.

Heredabilidad y Repetibilidad. Las heredabilidades para los análisis de todas las lactancias combinando regiones y periodos variaron de 0.14 a 0.42, y para primeras lactancias de 0.15 a 0.37 (Cuadros 5.1 y 5.2).

Las heredabilidades por región fueron menores para las primeras lactancias con valores de 0.21 a 0.25, que en los análisis incluyendo todas las lactancias, cuyos valores fueron de 0.18 a 0.31, respectivamente. En algunos estudios efectuados en los Estados Unidos, las heredabilidades obtenidas para la producción de leche de la primera lactancia no cambiaron de manera importante comparando las regiones de Nueva York, California y Wisconsin (Van Vleck *et al.*, 1988; Wade y Van Vleck, 1989; Albuquerque *et al.*, 1995). En este trabajo, las heredabilidades entre regiones para primeras lactancias fueron también similares

En México, Abubakar *et al.* (1987), Ruíz y Apodaca (1988) y Torres (1991), obtuvieron heredabilidades de 0.36, 0.40 y 0.23 respectivamente, para la producción de leche en ganado Holstein, valores que se encuentran dentro del rango de las estimas obtenidas en este trabajo. Asimismo, las heredabilidades obtenidas en este estudio se encuentran dentro del rango de los valores obtenidos por varios autores utilizando MVR y un modelo animal (Misztal *et al.*, 1992; Short y Lawlor, 1992; Suzuki y Van Vleck, 1994; Albuquerque *et al.*, 1995).

Mirande y Van Vleck (1985) encontraron un decremento en la heredabilidad sobre el tiempo, similar a los resultados obtenidos en este estudio. Este decremento en la heredabilidad en este trabajo, se debió probablemente al incremento en la varianza ambiental a través del tiempo (Cuadros 5.2 y 5.3).

Las repetibilidades para las regiones Norte; Centro y Sur, los periodos 1973-1983, 1984-1990 y 1991-1997 y sus combinaciones fueron de 0.36 a 0.51. La repetibilidad promedio obtenida en este estudio fue de 0.44, inferior a la estimada por Montaldo y Torres (1993) en ganado Holstein en México (0.53) y Suzuki y Van Vleck (1994) en ganado Holstein de Japón (0.53).

La repetibilidad más baja se obtuvo para la región Sur período 1991-1997 (0.36) y la mayor para la región Centro período 1973-1983 (0.51). Estos valores extremos se obtuvieron porque la varianza de ambiente permanente para la región Sur período 1991-1997 fue la más grande estimada de todas las bases de datos (558,181) y la varianza ambiental temporal para la región Centro período 1973-1983 fue la más pequeña (688,736).

Nivel de producción de leche. En el Cuadro 5.3 se presentan los promedios simples de producción de leche a equivalente maduro por región y período de tiempo en primeras y todas las lactancias. La principal diferencia en el promedio de producción de leche se observó entre la región Sur respecto a la Norte en los análisis de todas las lactancias (675 kg), quizá explicado a que los animales de la región Norte tengan más adecuadas prácticas alimenticias y de manejo. Otra razón pudiera ser los diferentes climas y la probable existencia de una interacción genotipo x ambiente entre regiones ya que la utilización de toros de inseminación artificial cuya procedencia es Canadá o los Estados Unidos es común en México y la influencia de factores ambientales pueden limitar la expresión del genotipo. Algunos resultados muestran evidencias de interacción genotipo x ambiente entre México y los Estados Unidos para la producción de leche (Abubakar *et al.*, 1987; Cienfuegos *et al.*, 1999).

Los incrementos en los promedios de producción de leche a través del tiempo en este estudio (Cuadro 5.3) se deben a un incremento en el potencial genético de los animales para producir leche y a que los efectos de manejo también han evolucionado con el tiempo (Valencia *et al.*, 1999).

Cuadro 5.3. Promedios simples de producción de leche a equivalente maduro por región y período de tiempo en primeras y posteriores lactancias.

Datos	Promedio de todas las lactancias (kg)	Promedio de primeras lactancias (kg)
Norte	8,550	7,908
Centro	8,275	8,184
Sur	7,875	7,835
Período 1973-1983	6,837	6,635
Período 1984-1990	7,684	7,688
Período 1991-1997	9,797	9,636

Dong y Mao (1990) encontraron que las producciones de leche se incrementaron a través del tiempo, de 6,640 kg en el período 1976-1979 a 7,181 kg en el período 1984-1987, promedios en forma similar a los obtenidos en los dos primeros periodos de este trabajo cuando se utilizó información de todas las lactancias.

La magnitud de las diferencias entre las producciones de leche promedio entre regiones y periodos de tiempo en el análisis de primeras lactancias fueron menores respecto a los que incluyeron todas las lactancias, debido probablemente a efectos de escala y a que la producción de leche de la primera lactancia se ve menos influida por factores ambientales que la producción de lactancias posteriores (Maijala y Hanna, 1974).

Diversos estudios se han enfocado hacia los métodos para corregir la heterogeneidad de varianzas. En Canadá, el uso de factores para corregir la heterogeneidad de varianzas inició en 1993, para características de producción y conformación (Genetic Evaluation Board, 1993). Los hatos fueron clasificados por su nivel de desviación estándar y de acuerdo a la región, obteniéndose un nivel nacional de variación dentro de hato. Si la variación en un hato fue menor que la variación nacional, las desviaciones de ese hato son aumentadas. Si las desviaciones de hatos cuyas varianzas son mas grandes que la variación nacional, entonces éstas son reducidas. Con este procedimiento, la variación dentro de cada hato es estandarizada al valor nacional. El resultado observado fue que el rango promedio de los

valores genéticos en toros activos de inseminación artificial se redujo, que el orden de clasificación de toros y vacas se modificó y que la precisión se incrementó ligeramente.

En otro estudio, Dodenhoff y Swalve (1998) clasificaron 2,305,000 registros de producción de proteína de primeras lactancias de vacas Holstein en 36 subregiones del noroeste de Alemania y estimaron componentes de varianza y heredabilidades en cada una de ellas. Las varianzas fenotípicas y las heredabilidades fueron heterogéneas entre subregiones. Para corregir dicha heterogeneidad en la evaluación, los registros se estandarizaron utilizando factores de ajuste. Los resultados de una evaluación usando registros no ajustados, se observó que una mayor cantidad de vacas fueron seleccionadas de subregiones con heredabilidades altas, de manera que los valores genéticos predichos fueron sesgados, situación que no se presentó con los registros estandarizados, por lo que concluyen que el método puede ser usado para reducir este sesgo en las evaluaciones al tener heredabilidades heterogéneas entre subregiones.

En el estudio efectuado por Ibáñez *et al.* (1993) sobre el ajuste de varianzas heterogéneas en las evaluaciones genéticas para producción de leche en España, los autores desarrollaron factores de ajuste para grupos de contemporáneas (GP) clasificados por región, período de tiempo y nivel de manejo (alto, medio y bajo), observando que la estandarización de la desviación estándar fenotípica de los GP corrigió la heterogeneidad de varianzas y no cambiaron los resultados de la evaluación genética de manera importante respecto a la evaluación utilizando registros sin estandarizar, ya que únicamente se encontraron cambios individuales en el ordenamiento de los animales, sobre todo, el de vacas.

La inclusión del efecto de la región en el modelo de evaluación genética que es utilizado en México podría también ser estudiado, ya que las diferencias entre las varianzas por efecto de la región se podrían corregir, lo que conduciría a una probable disminución del sesgo en los valores genéticos predichos, un mejor ordenamiento de los animales y un probable incremento en la precisión de los valores genéticos predichos.

CONCLUSIONES

En este estudio se encontraron diferencias ($p < 0.05$) en las varianzas genéticas aditivas y varianzas ambientales a través de regiones y periodos de tiempo, utilizando información de primeras y todas las lactancias. Las varianzas genética aditiva y residual fueron mayores en la región Norte y durante el período 1991-1997, respecto a otras regiones y periodos, en los análisis de todas las lactancias. En primeras lactancias, las varianzas genética aditiva y residual también fueron mayores en la región Norte y durante el período 1991-1997, aunque las diferencias entre las varianzas aditivas fueron menores que en los análisis de todas las lactancias.

Las heredabilidades y repetibilidades para producción de leche estimadas en este estudio, se encuentran dentro del rango señalado en la literatura, cuyos valores de heredabilidad fueron de 0.14 a 0.42 utilizando todas las lactancias y de 0.15 a 0.37 en primeras lactancias. Los valores de repetibilidad fueron de 0.36 a 0.51.

Con los resultados obtenidos en este estudio, es conveniente realizar más investigaciones para conocer la existencia de una heterogeneidad de varianzas utilizando otros criterios de clasificación como agrupando los hatos de acuerdo a su nivel de producción de leche. Algunos estudios concluyen (Dong y Mao, 1990; Wiggans y VanRaden, 1991; Van der Werf, 1994) que la clasificación de hatos-años por nivel de varianza o desviación estándar, es el criterio más efectivo para evaluar la heterogeneidad de varianzas, respecto a la clasificación por región o período de tiempo.

Es necesario estudiar además la posible existencia de una interacción genotipo por ambiente entre regiones, con la finalidad de evaluar la necesidad de corregir la heterogeneidad de varianzas. Es probable que el efectuar su corrección reduciría el sesgo y podría mejorar la precisión de los valores genéticos predichos del ganado Holstein evaluado en México.

REFERENCIAS

- Abubakar, B. Y., McDowell, R. E., Van Vleck, L. D., Cabello, F. E. 1987. Phenotypic and genetic parameters for Holsteins in Mexico. *Trop. Agric. (Trinidad)*. 64(1): 23.
- Albuquerque, L. G., Dimov, G., Keown, J. F., and Van Vleck L D. 1995. Estimates using an animal model of (co)variances for yields of milk, fat and protein for the first lactation of Holstein cows in California and New York. *J. Dairy Sci.* 78:1591.
- Boldman, K. G., and Freeman, A. E. 1990. Adjustment for heterogeneity of variances by herd production level in dairy cow and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 73: 503-512.
- Boldman, K. G., Kriese, L. A., Van Vleck, L. D., Van Tassell, C. P., Kachman, S. D. 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (Draft). *U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service*. pp 114.
- Carabaño, M. J., Wade, K. M., Van Vleck, L. D. 1990. Genotype by environment interaction for milk and fat production across regions of the United States. *J. Dairy Sci.* 73: 173-180.
- Dodenhoff, J., Van Vleck, L. D., Kachman, S., Koch, R. M. 1998. Parameter estimates for direct, maternal and grandmaternal genetic effects for birth weight and weaning weight in Herford cattle. *J. Anim. Sci.* 76:2521.
- Dodenhoff J, and Swalve, H.H. 1998. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 53(3): 225-236.
- Dong, M. C., Mao, I. L. 1990. Heterogeneity of (co)variance and heritability in different levels of intraherd milk production variance and of herd average. *J. Dairy Sci.* 73:843.
- Garrick, D. J., Van Vleck, L. D. 1987. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. *J. Anim. Sci.* 65: 409-421.
- Genetic Evaluation Board, 1993. Canada adjust for unequal herd variances. *Holstein Journal*, January, p 28-29.
- Henderson, C. R. 1984. Applications of linear models in animal breeding. *University of Guelph Ed.*, Canada. pp 463.
- Hill, W. G. 1984. On selection among groups with heterogeneous variance. *Anim. Prod.* 39: 473.
- Hofer, A. 1998. Variance component estimation in animal breeding: a review. *J. Anim. Breed. Genet.* 115:247.

- Ibáñez, M. A., Carabaño, M.J., and Alenda, R. 1993. A study on heterogeneity of variances adjustment in genetic evaluations in Spain. Proc. Of the Open Session of the Interbull Annual Meet. Aarhus, Denmark, August 19-20, pp 1-6.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M. J., Alenda, R. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein-Friesian population and impact on genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 59: 33-49.
- Majjala, S. L., Hanna, M. 1974. Reliable phenotypic and genetic parameters in dairy cattle. In Proc *Int. Congr. Quant. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Madrid, Spain., page 541.
- McDowell, R. E., Cameons, J. K., Louis, D. G., Cabello, E., Christensen, E. 1975. Factors for standarizing lactation records made by Holstein-Frisian in Mexico for age and month of calving. Mimeo 2-75 AS/IAD, *Cornell University*, p 12.
- Mewissen, T.H.E., and Van der Werf, J. 1993. Impact of heterogeneous within herd variances on dairy cattle breeding schemes: a simulation study. *Liv. Prod. Sci.* 33: 31.
- Mirande, S. L., Van Vleck, L. D. 1985. Trends in genetic and phenotypic variances for milk production. *J. Dairy Sci.* 68:2278.
- Misztal, I., Lawlor, T. J., Short, T. H., VanRaden, P. M. 1992. Multiple-trait estimation of covariance components of yield and type traits using an animal model. *J. Dairy Sci.* 75:544-551.
- Montaldo, V. H., Torres, N. S. 1993. Repetibilidad de la producción de leche e intervalo entre partos en una población de vacas Holstein en México. *Arch. de Zootecnia* 42(159):361-366.
- Powell, R. L., Norman, H. D., and Weinland, B. T. 1983. Cow evaluation at different milk yields of herds. *J. Dairy Sci.* 66: 148.
- Powell, R. L., Wiggans, G. R. 1991. Animal model evaluations for mexican Holsteins. *J. Dairy Sci.* 74:1420.
- Ruíz, F. A., Apodaca, C. 1988. Parámetros genéticos de producción de leche por lactancia, intervalo entre partos y producción de leche por día de intervalo entre partos. *Memorias Reunión Nacional de Investigación Pecuaria en México, Méx. D.F.*, resúmen 80:124.
- SAS. 1995. Statistical Analysis System. SAS/STAT User's guide. Cary, North Carolina. *SAS Institute Inc.* US. 422 pp.

- Searle, S. R., Casella, G., McCulloch, Ch. E. 1992. Variance components. *John Wiley & Sons, Inc.* NY, USA. 348 pp.
- Short, T. H., Blake, R. W., Quaas, R. L., Van Vleck, L. D. 1990. Heterogeneous within-herd variance. 1. Genetic parameters for first and second lactation milk yield of grade Holstein cows. *J. Dairy Sci.* 73: 3312-3320.
- Short, T. H., Lawlor, T. J. 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield, and herd life in Holsteins. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.
- Snedecor, G. W., Cochran, W. G. 1993. Statistical methods. Eighth Edition. *Iowa State University Press/AMES*, pp 503.
- Sosa, F. C. 1980. Estimación de índice de herencia y constancia para producción de leche y tipo en un hato Holstein del noreste de México. Tesis Licenciatura, FMVZ, *Universidad Nacional Autónoma de México*, Méx., D.F. 1980: 86.
- Suzuki, M., Van Vleck, L. D. 1994. Heritability and repeatability for milk production traits of Japanese Holstein from an animal model. *J. Dairy Sci.* 77:583.
- Torres, N. S. 1991. Estimación de parámetros genéticos y fenotípicos para producción de leche e intervalo entre partos en vacas Holstein en la región de Tizayuca, Hidalgo. Tesis de Licenciatura, Instituto de Ciencias Agrícolas, *Universidad de Guanajuato*. pp 64.
- Valencia, P.M., Ruiz, L.F., Montaldo, V.H., Keown, J.F., Van Vleck, L.D. 1999. Evaluación genética para la producción de leche en ganado Holstein en México. *Téc. Pec. Méx.* 37(3): 1-8.
- Van der Werf, J. H. J., Meuwissen, T. H. E., De Jong, G. 1994. Effects of correction for heterogeneity of variance on bias and accuracy of breeding value estimation for Dutch dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 77:3174.
- Van Vleck, L. D., Dong, M. C., Wiggans, G. R. 1988. Genetic (co)variances for milk and fat yield in California, New York and Wisconsin for an animal model by restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 71:3053.
- Vinson, W.E. 1987. Potential bias in genetic evaluation from differences in variation within herds. *J. Dairy Sci.* 70: 2450.
- Wade, K. M., Van Vleck, L. D. 1989. Genetic parameters for production traits of Holstein in California, New York and Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 72:1280.
- Wiggans, G. R., Grossman, M. 1980. Adjusting records from three-times-a-day to two-times-a-day milking basis. Dairy Herd Improvement Letter, *USDA*, 56(4): 7-9.

Wiggans, G. R., Powell, R. 1980. Projection factors for milk and fat lactation records. Dairy Herd Improvement Letter, *USDA*, 56(1): 1-3.

Wiggans, G. R., VanRaden, P. M. 1991. Method and effect of adjustment for heterogeneous variance. *J. Dairy Sci.* 74:4350.

VI. HETEROGENEIDAD DE VARIANZAS Y EFECTOS DE INTERACCION GENOTIPO X AMBIENTE PARA LA PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

En muchos países, la obtención valores genéticos predichos (VGP) para ganado lechero se lleva a cabo utilizando la metodología del mejor predictor lineal insesgado (MPLI), evaluando simultáneamente a toros y vacas con un modelo animal (Henderson, 1984; Van Der Werf *et al.*, 1994).

La precisión de las evaluaciones genéticas y el sesgo obtenido en ellas, dependen de la definición y las suposiciones de los modelos de evaluación, de los factores de corrección, los valores de los parámetros utilizados, así como de los datos (Wiggans y VanRaden, 1991).

Para que se cumplan las propiedades del MPLI, particularmente en una población bajo selección, las varianzas y covarianzas deben ser conocidas. Al definir un modelo incorrectamente o si la estructura de las covarianzas es incorrecta, se puede reducir la precisión y la respuesta a la selección (Visscher y Hill, 1992).

El procedimiento de máxima verosimilitud restringida (MVR), es ampliamente utilizado en la actualidad por las propiedades de sus estimadores de no negatividad, distribución normal y varianza mínima (Scarle, 1978; Boldman, y Van Vleck, 1991; Scarle *et al.*, 1992; Foulley, 1993; Boldman *et al.*, 1995; Hofer, 1998).

Al obtener las evaluaciones genéticas utilizando MPLI, frecuentemente se supone que las varianzas son homogéneas a través de niveles de efectos fijos y efectos aleatorios (Visscher y Hill, 1992). Por ejemplo en Estados Unidos se usa un Modelo Animal y se ha

supuesto que la varianza genética para la producción de leche es constante (Wiggans y VanRaden, 1991). Los resultados de Boldman y Freeman (1990) y Dong y Mao (1990) muestran que la varianza genética no es constante y que ésta se incrementa con el promedio de producción y la varianza fenotípica del hato. Asimismo se ha observado heterogeneidad de varianzas residual, de ambiente permanente y fenotípica para características de producción, con respecto a región geográfica, nivel de producción, hato y otros factores. El no considerar la heterogeneidad de varianzas en el modelo de evaluación, puede conducir a sesgos en la predicción de valores genéticos (Visscher y Hill, 1992) y por lo tanto reducir la respuesta a la selección (Garrick y Van Vleck, 1987; Mewissen y Van der Werf, 1993). Otros estudios muestran además que se pueden seleccionar un mayor número de vacas que proceden de ambientes con varianzas grandes cuando la heterogeneidad de varianzas no es considerada, apareciendo el sesgo en los valores genéticos predichos de toros con una gran proporción de hijas de un solo ambiente (Hill, 1984; Vinson, 1987).

Se han estudiado diferentes métodos para evaluar y corregir el efecto de la heterogeneidad de varianzas. Para evaluar la heterogeneidad se ha utilizado la transformación logarítmica (Boldman y Freeman, 1990), la clasificación de hatos-años de acuerdo a la región geográfica (Sullivan y Schaeffer, 1989; Wiggans y VanRaden, 1991) y la clasificación de hatos-años de acuerdo a su valor de varianza o desviación estándar, concluyendo en varios estudios que esta forma de clasificar los registros puede ser el criterio más efectivo para evaluar dicha heterogeneidad (Dong y Mao, 1990; Wiggans y Van Raden, 1991; Van Der Werf, 1994).

El procedimiento más utilizado en la actualidad para corregir la heterogeneidad de varianzas es preajustando los datos antes de efectuar las evaluaciones genéticas (en Italia, España, Reino Unido, Estados Unidos, Australia y Canadá) (Canavesi y Cassandro, 1998), aún cuando Meuwissen y de Jong (1994) para el caso de Holanda, desarrollaron una metodología en la que predicen valores genéticos y se corrige la heterogeneidad de varianzas fenotípicas en el mismo proceso.

Para aumentar la precisión en los valores genéticos predichos y establecer programas más eficaces de evaluación genética del ganado lechero en México, es importante evaluar si existe heterogeneidad de varianzas utilizando otros criterios de clasificación, diferentes a región y período, así como investigar la presencia de una interacción genotipo x ambiente para la producción de leche entre regiones.

Este trabajo tiene como objetivos estimar componentes de varianza para la producción de leche clasificando los hatos-años de acuerdo a su nivel de desviación estándar e investigar la presencia de una interacción genotipo x ambiente entre regiones para la producción de leche en ganado Holstein en México.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los registros utilizados fueron obtenidos del sistema de control de producción de la Asociación Holstein de México A.C. De un total de 279,999 lactancias a equivalente maduro, dos ordeñas y 305 días, se eliminaron los registros que no tuvieron información de una primera lactancia, aquellas que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía cada registro, los hatos que tenían menos de 5 vacas, los animales con lactancias cuyo código de terminación era no utilizable (lactancias iniciadas con aborto, venta, muerte, enfermedad o lesiones), vacas con menos de 1500 kg de leche (al considerarlas anormales) y vacas con menos de 18 meses de edad al primer parto, quedando un total de 79,780 registros de lactancias.

Se generaron grupos de contemporáneas clasificando los hatos-años de acuerdo a sus valores de desviación estándar (DE) promedio para la producción de leche, con el fin de estimar los componentes de varianza. Se utilizó esta clasificación para probar la heterogeneidad de varianzas, porque algunos autores (Dong y Mao, 1990; Wiggans y VanRaden, 1991) concluyen en sus estudios que fue criterio más efectivo para probar la heterogeneidad.

Las DE de los hatos-años fueron definidas como altas, medias y bajas, cuyos valores y números de observaciones se encuentran en el Cuadro 6.1:

Cuadro 6.1. Clasificación de hatos-años de acuerdo a su valor de desviación estándar (DE) para la producción de leche incluyendo todas las lactancias.

Base de Datos	Número de observaciones
DE baja (<1210 kg)	24,466
DE media (de 1240 a 1490 kg)	26,403
DE alta (>1520 kg)	28,911

El archivo de pedigrí usado para estimar los componentes de varianza de las bases de datos del Cuadro 6.1 fue común y tuvo 55,185 registros, el cual incluyó todos los ancestros.

Las bases de datos y los archivos de pedigrí se crearon utilizando programas en lenguaje FORTRAN y con el Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995). La estimación de los componentes de varianza se hizo con el método de máxima verosimilitud restringida (REML) usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995).

El modelo animal univariado incluyó como efectos comunes hato-año, como efecto fijo, y animal como efecto aleatorio. En el análisis de los archivos con todas las lactancias, se incluyó además el efecto aleatorio del ambiente permanente. El modelo representado en notación matricial es (Henderson, 1984a):

$$y = Xb + Zu + e,$$

donde:

y = vector ($n \times 1$) de observaciones de producción de leche,

X = matriz de incidencia ($n \times p$) de efectos fijos, donde se incluyó hato-año,

b = vector ($p \times 1$) de efectos fijos,

Z = matriz incidencia ($n \times q$) de efectos aleatorios, donde se incluyó el animal

u = vector ($q \times 1$) de efectos aleatorios,

e = vector ($n \times 1$) aleatorio (error).

Al efectuar los análisis, se supuso que los elementos de 'u' y 'e' se distribuyeron normalmente y que no estaban correlacionados.

Para estimar los componentes de varianza, la convergencia fue obtenida cuando el -2 logaritmo de verosimilitud (L) fue menor o igual 10^{-6} . Si al menos tres reinicios con valores iniciales convergieron al mismo valor, entonces se supuso que el máximo global fue encontrado (Boldman *et al.*, 1995).

Las interacciones genotipo x ambiente (IGA) causadas por heterogeneidad de varianzas genéticas entre ambientes, deben ser distinguidas de aquellas causadas por la falta de una correlación genética del desempeño de los animales en diferentes ambientes (Falconer, 1989). Dickerson (1977) consideró la correlación genética entre ambientes como el criterio más poderoso para valorar la importancia de IGA en el mejoramiento animal. Se pueden esperar importantes reducciones en la eficiencia de los programas de mejoramiento, cuando las correlaciones genéticas son menores que 0.80 (Robertson, 1959). En ausencia de IGA, el valor de la correlación genética es uno.

Los registros se clasificaron en tres regiones, Norte, Centro y Sur, considerando la ubicación y características climáticas comunes de los estados. La región Norte incluyó los estados de Baja California Norte, Chihuahua, Sinaloa, Coahuila y Durango; la región Centro los estados de Aguascalientes, Guanajuato, Michoacán, Jalisco, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas, y la región Sur incluyó los estados de México, Hidalgo, Tlaxcala, Puebla y Veracruz.

Las correlaciones genéticas para la producción de leche se estimaron a través de las hijas de los sementales distribuidas entre regiones, considerando que un semental tuviera al menos 5 hijas en al menos dos regiones para efectuar análisis bivariados (Garrick y Van

Vleck, 1987). Se utilizaron solamente registros de primeras lactancias para estimar la correlación genética, y en el modelo se fijó constante la covarianza residual a cero. Los archivos de pedigrí usados con estas bases de datos incluyeron los animales presentes en ellas, mas sus ancestros. El número de observaciones de cada archivo se muestra en el Cuadro 6.2.

Cuadro 6.2. Número de animales en las bases de datos y en los archivos de pedigrí usados para estimar las correlaciones genéticas entre regiones.

Región	Total de animales de la base de datos	Total de animales en el archivo de pedigrí
Norte-Centro	5,086	9,657
Norte-Sur	2,854	6,365
Centro-Sur	14,533	18,344

Las correlaciones genéticas se obtuvieron realizando análisis bivariados, utilizando el mismo programa (MTDFREML) y el siguiente modelo:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

Donde los subíndices 1 y 2 identifican dos regiones donde se encontraban hijas de los sementales, y los otros términos dentro del modelo fueron descritos anteriormente. Este modelo es similar al utilizado por Carabaño *et al.* (1990), Stanton *et al.* (1991) y Costa *et al.* (1998).

Se utilizó la prueba de razón de verosimilitud (del Inglés *Likelihood Ratio Test*) para probar si la correlación genética entre dos regiones era diferente de uno (Robert *et al.*, 1995). Se obtuvieron los valores de -2 logaritmo de verosimilitud (L) para dos modelos; en el primero (modelo 1) se estimaron los componentes de varianza de la manera usual, es decir para estimar todas las varianzas, y en el segundo (modelo 2), se obtuvo L restringiendo la correlación genética (r_g) igual a uno.

La hipótesis nula fue $H_0: r_g = 1$, y la alternativa, $H_a: r_g < 1$. El número de parámetros estimados en ambos modelos fue diferente y entonces bajo H_0 , el estadístico fue:

$$D = L \text{ modelo1} - L \text{ modelo2}$$

Bajo H_0 , las diferencias (D) entre los valores obtenidos de L en ambos modelos se distribuyen como Chi-cuadrada (X^2), con 'r' grados de libertad, que corresponden a la diferencia en el número de parámetros estimados entre ambos modelos. La hipótesis nula es rechazada, a un nivel de alfa (por ejemplo 0.05), cuando $D > X^2$.

En este estudio se utilizó un grado de libertad (y alfa igual a 0.05) para obtener el valor de X^2 , ya que al fijar $r_g=1$ se estimó un parámetro menos en el modelo 2, respecto al modelo completo (modelo 1).

Con el objeto de verificar el ordenamiento de los toros en cada región, se obtuvieron sus valores genéticos predichos utilizando el programa MTDFREML y se utilizó la prueba de Bartlett (Snedecor y Cochran, 1993) para probar la significancia de las diferencias entre las varianzas.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Componentes de varianza.

En el Cuadro 6.3 se muestran los resultados de los componentes de varianza, estimados a partir de la clasificación de hatos-años de acuerdo a su nivel desviación estándar (DE) en la producción de leche. Las varianzas aditivas, de ambiente permanente y residuales fueron heterogéneas ($p < 0.05$). En el Cuadro 6.3 se puede apreciar que las varianzas fueron proporcionales para los tres niveles de DE, similares a los encontrados por Stanton *et al.* (1991) en hatos-años clasificados de acuerdo al nivel de DE en Colombia, México y Puerto Rico.

Las heredabilidades obtenidas en este estudio tuvieron valores similares, 0.23, 0.21 y 0.24 para los hatos-años con desviaciones estándar bajas, medias y altas, respectivamente. Boldman y Freeman (1990) agruparon hatos-años de acuerdo al promedio de producción de leche, bajo, medio y alto, y observaron que los componentes de varianza incrementaron con el nivel de producción así como las heredabilidades, que fueron de 0.18, 0.22 y 0.24 respectivamente. Una tendencia similar a la de este trabajo mostraron las heredabilidades estimadas por Short *et al.* (1990) utilizando primeras lactancias, quienes obtuvieron la heredabilidad más baja, de 0.15, en los hatos-años con DE bajas, en comparación a los hatos-años clasificados con medias y altas desviaciones estándar (0.26 y 0.22 respectivamente).

Cuadro 6.3. Componentes de varianza clasificando hatos-años por nivel de desviación estándar (DE) en la producción de leche, en ganado Holstein en México (primeras y posteriores lactancias).

Base de datos	Varianza aditiva	Varianza de ambiente perm.	Varianza del error	Heredabilidad ± error estándar
DE baja <1,210 kg	266,414	243,946	629,964	0.23 0.01
DE media 1,240-1,490 kg	386,572	427,626	1053,458	0.21 0.01
DE alta >1,520 kg	754,596	502,560	1920,692	0.24 0.01

DE = desviación estándar.

Todas las varianzas genéticas y residuales obtenidas por región, período de tiempo y región-período en primeras y posteriores lactancias del Capítulo 5 de este documento, también fueron heterogéneas ($p < 0.05$). Para obtener los valores genéticos predichos para producción de leche del ganado Holstein en México, se utilizó una heredabilidad común y su valor fue de 0.29 (Valencia *et al.*, 1999), sin embargo, la heredabilidad promedio estimada en este estudio fue de 0.23 ± 0.01 , al parecer distintas. Las heredabilidades obtenidas por región en el Capítulo 5 de este mismo documento fueron de 0.31, 0.23 y 0.18 en los análisis que incluyeron todas las lactancias, y de 0.24, 0.25 y 0.21, en primeras lactancias, respectivamente.

Los valores genéticos predichos pueden ser sesgados al no considerar la heterogeneidad de varianzas en el modelo de evaluación (Visscher y Hill, 1992), y consecuentemente puede disminuir la respuesta a la selección (Garrick y Van Vleck, 1987; Mewissen y Van der Werf, 1993). Suponiendo un modelo con homogeneidad de varianzas, Ibáñez y col. (1999) observaron en que animales con alto mérito genético para producción de leche procedentes de ambientes con varianzas grandes, son favorecidos con respecto a animales de mérito genético similar procedentes de ambientes con baja variabilidad. Una situación similar probablemente este ocurriendo en México.

La precisión de los valores genéticos predichos incluso no mejora, si la varianza fenotípica es precoregida sin considerar diferentes heredabilidades entre ambientes, porque los registros con heredabilidades bajas pueden tener mucha influencia (Garrick y Van Vleck, 1987).

Interacción genotipo x ambiente.

El número de toros con registros de hijas en al menos dos regiones fue de 85, 67 y 236, para Norte y Centro, Norte y Sur, y Centro y Sur, respectivamente. Las correlaciones genéticas (r_g) para las regiones Norte-Centro, Norte-Sur y Centro-Sur fueron de 0.73, 0.38 y 0.93, respectivamente (Cuadro 6.4).

Las varianzas genéticas obtenidas en la región Norte fueron mayores que en la región Centro y Sur. En la región Norte la varianza aditiva fue 224 y 234% mas grande que aquella encontrada en la región Centro y Sur, respectivamente.

Cuadro 6.4. Varianzas y covarianzas aditivas y residuales y correlaciones genéticas entre regiones utilizando primeras lactancias.

	Norte-Centro	Norte-Sur	Centro-Sur
Número de observaciones	5,086	2,854	14,533
Número de toros	85	67	236
Número hijas región x	1,479	1,805	9,382
Producción de leche (kg) región x	8,116	8,242	8,124
Número de hijas región y	3,607	1,049	5,151
Producción de leche (kg) región y	7,298	7,696	7,979
Varianza aditiva x	656,276	873,666	381,297
Covarianza aditiva xy	319,390	216,238	369,897
Varianza aditiva y	293,458	373,614	416,098
Varianza residual x	1374,478	1161,058	1414,212
Varianza residual y	1159,599	1327,986	1381,565
Correlación genética xy	0.73	0.38 *	0.93

* Correlación genética estadísticamente diferente de 1 ($P < 0.05$)

Las mayores diferencias en los promedios de producción de leche se encontraron en las regiones Norte y Centro (818 kg), seguidas de las regiones Norte y Sur y Centro y Sur, que fueron de 546 y 145 kg, respectivamente. Las mayores producciones promedio de los hatos de la región Norte quizá se deban a mejores y más homogéneas prácticas alimenticias y de manejo, similares a las explotaciones lecheras de los Estados Unidos, y quizá porque los animales de esta región tengan mayor potencial genético para producir leche.

En el Cuadro 6.5 se presentan los valores de -2 logaritmo de verosimilitud obtenidos de los modelos completos y restringidos, para cada análisis al efectuar la prueba de razón de verosimilitud.

Cuadro 6.5. Valores de -2 logaritmo de verosimilitud (L) obtenidos en los modelos completos y restringidos para efectuar la prueba de razón de verosimilitud ($H_0: r_g=1$).

	Norte-Centro	Norte-Sur	Centro-Sur
L del modelo restringido	27,033.94	15,872.23	84,078.61
L del modelo completo	27,030.71	15,863.04	84,077.54
Diferencias de L	3.23	9.19	1.04

El valor de X^2 fue de 3.84, por lo que H_0 fue rechazada únicamente para el análisis de la regiones Norte-Sur, lo que indica la presencia de IGA.

En la actualidad no se conocen resultados de investigación que indiquen la presencia de IGA en ganado lechero en México entre regiones. Algunos autores han encontrado IGA para la producción de leche entre México y Colombia (Abubakar *et al.*, 1987), entre México y Estados Unidos (Cienfuegos *et al.*, 1998) y entre los Estados Unidos y algunos países de latinoamerica, incluyendo a México (Stanton *et al.*, 1991).

Los valores de las r_g en trabajos donde concluyen la existencia de IGA van de entre 0.63 a 0.90 (Stanton *et al.*, 1991; Cienfuegos *et al.*, 1998; Costa *et al.*, 1998), y a pesar de que en este trabajo se encontró una r_g de 0.73 para el análisis de las regiones Norte-Centro, ésta no fue significativamente diferente de uno.

La presencia de IGA puede afectar la eficiencia de los programas de mejoramiento al reducir la respuesta a la selección, por ejemplo en la producción de leche, en animales que producen bajo condiciones ambientales distintas al lugar de procedencia de los animales seleccionados (Montaldo, 2000). Stanton *et al.* (1991) estimaron la respuesta a la selección para la producción de leche en algunos países de América Latina, usando toros seleccionados de los Estados Unidos, y tuvo un rango de 53 a 78% de la respuesta esperada en los Estados Unidos. La correlación genética entre ambientes varió de 0.78 a 0.91 y la reducción en la respuesta fue atribuida a una reducción en las varianzas obtenidas en latinoamérica.

Muchos estudios se han llevado a cabo para corregir la heterogeneidad de varianzas, preajustando los datos antes de efectuar las evaluaciones genéticas (Wiggans y VanRaden, 1991; Ibáñez *et al.*, 1993; Miglior *et al.*, 1995; Canavesi y Cassandro, 1998;). Un procedimiento utilizado en varios países para reducir las diferencias en las varianzas consiste en la estandarización de las varianzas fenotípicas de los hatos (De Jong y Mewissen, 1995; Ibáñez *et al.*, 1996; Dodenhoff y Swalve, 1998). La eficiencia de la estandarización fenotípica en el mejoramiento de la precisión de las evaluaciones con respecto a los resultados de evaluaciones suponiendo homogeneidad de varianzas, ha sido mostrada por Hill (1984) bajo desarrollos teóricos, por Van der Werf *et al.* (1994) para datos reales y por Canavesi *et al.* (1997) para datos simulados. Sin embargo, si la heredabilidad no es constante a través de ambientes, las evaluaciones pueden continuar siendo imprecisas si solo se son corregidas las varianzas fenotípicas (Garrick y Van Vleck).

Una posible solución a los problemas mencionados, puede ser el uso de un modelo estructural sobre las varianzas propuesto por Foulley *et al.* (1990, 1992) y San Cristobal *et al.* (1993). Bajo este procedimiento, los componentes de la variabilidad observada en un gran número de ambientes es modelado por factores conocidos, a partir de los cuales se pueden corregir las diferencias en las varianzas genéticas. Varios autores (Weigel *et al.* 1993, DeStefano, 1994; Ibáñez *et al.* 1999) han aplicado esta metodología en poblaciones comerciales.

CONCLUSIONES

A pesar de que las heredabilidades fueron similares entre los diferentes niveles de DE de producción de los hatos de este trabajo, las varianzas genéticas aditivas, de ambientes permanente y residuales fueron heterogéneas. Igual situación se presentó al estimar las varianzas de acuerdo a región y período en el Capítulo 5 de este mismo documento, y la correlación genética obtenida para la producción de leche entre regiones, fue significativamente menor que 1 para el análisis de las regiones Norte y Sur. Estos resultados sugieren la necesidad de efectuar estudios para disminuir las diferencias en las

varianzas, con el objeto de reducir el sesgo e incrementar la precisión al obtener los valores genéticos predichos, así como incrementar la respuesta a la selección.

REFERENCIAS

Abubakar, B.Y., McDowell, R.E. and Van Vleck, D., 1987. Interaction of genotype and environment for breeding efficiency and milk production of Holsteins in México and Colombia. *Trop. Agric. (Trinidad)* 64(1): 17-22.

Albuquerque, L.G., Dimov, G, Keown, J. And Van Vleck, L.D., 1995. Estimates using an animal model of (co)variances for yields of milk, fat and protein for the first lactation of Holstein cows in California and New York. *J. Dairy Sci.* 78: 1591-1596.

Boichard, D., Bouloc, N., Ricordeau, G., Piacere, A. and Barillet, F., 1989. Genetic parameters for first lactation dairy traits in the Alpine and Saanen goat breeds. *Genet. Sel. Evol.* 21: 205-215.

Boldman, K.G. and Freeman, A.E., 1990. Adjustment for heterogeneity of variances by herd production level in dairy cow and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 73: 503-512.

Boldman, K.G. and Van Vleck, D., 1991. Derivative-free restricted maximum likelihood estimation in animal models with a sparse matrix solver. *J. Dairy Sci.* 74: 4337-4343.

Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, D., Van Tassell, C.P. and Kachman, S.D., 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (Draft). *U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service*, p 114.

Brotherstone, S. and Hill, W.G., 1987. Heterogeneity of variance amongst herds for milk production. *Anim. Prod.* 42: 297-303.

Canavesi, F. and Cassandro, M., 1998. Comparison of different procedures to account heterogeneity of variance within country. Proc. of the Open Session of *the Interbull Annual Meeting*. Rotorua, New Zealand, 17-22 January (en prensa).

Canavesi, F. Miglior, F. and Samore, A.B., 1997. Effect of applied adjustments for heterogeneous variances on accuracies of estimated breeding values. *J. Dairy Sci.* 80 (suppl. 1, 197), abstract.

Carabaño, M.J., Wade, K.M. and Van Vleck, D., 1990. Genotype by environment interactions for milk and fat production across regions of the United States. *J. Dairy Sci.* 73: 173-180.

Carabaño, M.J., 1992. Estimación de componentes de varianza. *Memorias II Curso Internal. sobre Mejora Genética Animal*. 2-7 Nov., INIA, Madrid, España.

Chauhan, V.P.S. and Hayes, J.F., 1991. Genetic parameters for first lactation milk production and composition traits for Holstein using multivariate restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 74: 603-610.

Cienfuegos, R.E., Oltenacu, P.A., Blake, R.W., Schwager, S.J., Castillo, J.H. and Ruiz, L.F., 1999. Interaction between milk yield of Holstein cows in Mexico and the United States. *J. Dairy Sci.* 82: 2218.

Corbeil, R. and Searle, S.R., 1976. A comparison of variance component estimators. *Biometrics* 32: 779-791.

Costa, C.N., Blake, R.W., Pollak, E.J. and Oltenacu, P.A., 1998. Genetic relationships for milk and fat yield between Holstein populations in Brazil and the United States. *Proc. 6th World Congres of Genet. Applied to Liv. Prod.*, Armidale, Australia, 23: 323-326.

De Jong, G. And Meuwissen, T.H.E. 1995. Implementation of correction for heterogeneous within herd variances. *Procc. of the Open Session of the Interbull Annual Meet.* Prague, Czech Republic, September 7-8, p 1-4.

De Stefano, A.L., 1994. Identifying, quantifying sources of heterogeneous residual and sires variances in dairy production data. Ph. D. Thesis. Cornell University, Ithaca, N.Y. (citado por Ibáñez y col., 1999).

De Veer, J.C. and Van Vleck, D., 1987. Genetic parameters for first lactation milk yield at three levels of herd production. *J. Dairy Sci.* 70: 1434.

Díaz, G.R., Regalado, C., Apodaca, C., Núñez, R. y Tewolde, A., 1982. Índice de herencia de producción de leche provenientes de tres hatos Holstein de la Comarca Lagunera. *XVI Reunión Anual Asoc. Mex. Prod. Anim.*, resumen 56.

Dickerson, G. E., 1962. Implications of genetic-environmental interaction in animal breeding. *Anim. Prod.* 4: 47-63.

Dickerson, G.E., 1977. Genetic-environmental interaction- Background information. *US Department of Agriculture*, Mimeo. NC-1, S-10, WRCC-1, June, 1977, Texas.

Dodenhoff, J., Van Vleck, D., Kachman, S. and Koch, R.M., 1998. Parameter estimates for direct, maternal and grandmaternal genetic effects for birth weight and weaning weight in Herford cattle. *J. Anim. Sci.* 76: 2521-2527.

Dodenhoff J, and Swalve, H.H. 1998. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 53(3): 225-236.

- Dong, M.C. and Mao, I.L., 1990 Heterogeneity of (co)variance and heritability in different levels of intraherd milk production variance and of herd average. *J. Dairy Sci.* 73: 843-851.
- Everett, R.W. and Keown, J.F., 1984. Mixed model sire evaluation with dairy cattle-experience and genetic gain. *J. Anim. Sci.* 59: 529.
- Falconer, D.S., 1959. The problem of environment and selection. *Amer. Nat.* 86: 293.
- Falconer, D.S., 1989. Introduction to quantitative genetics. 3d ed. *Longman*, New York.
- Foulley, J.L., San Cristobal, Gianola, D and Im, S., 1990. A method for assessing extent and sources of heterogeneity of residual variances in mixed linear models. *J. Dairy Sci.* 73: 1612-1624.
- Foulley, J.L., Gianola, D., San Cristobal, M. and Im, S., 1992. Marginal likelihood and Bayesian approaches to analysis of heterogeneous residual variances in mixed linear Gaussian models. *Comput. Stat. Data Anal.* 13, 291-305.
- Foulley, J.C., 1993. A simple argument showing how to derive restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 76: 2320-2324.
- García, C.J.M. and Bejar, F., 1993. Estimaciones de componentes de (co) varianza en caracteres de crecimiento en cerdos Ibéricos mediante metodología REML. *Inv. Agraria, Prod. y Sanidad Anim.* 8(1): 25-32.
- Garrick, D.J. and Van Vleck, D., 1987. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. *J. Anim. Sci.* 65: 409-421.
- Genetic Evaluation Board, 1993. Canada adjust for unequal herd variances. *Holstein Journal*. January, p 28-29.
- Gilmour, A.R. and Thompson, R., 1998. ASREML, estimates variance components under a general mixed model by restricted maximum likelihood (REML); set of programs-manual. In: *Proc. 6th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production*, Armidale. Programs index.
- Groenveld, E., Kovac, M. and Wang, T., 1990. PEST, a general purpose BLUP package for multivariate prediction and estimation. *Proc. 4th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production*, Edinburgh; 13: 488.
- Harville, D.A., 1977. Maximum likelihood approaches to variance component estimation and to related problems. *J. Amer. Stat. Assoc.* 72(353): 320-340.

- Henderson, C.R., 1953. Estimation of variance and covariance components. *Biometrics* 9: 226-252.
- Henderson, C.R., 1984a. Applications of linear models in animal breeding. *University of Guelph* Ed., Canadá, p 463.
- Henderson, C.R., 1984b. Estimation of variance and covariances under multiple trait models. *J. Dairy Sci.* 67: 1581-1589.
- Hill, W.G., Edwards, M.R., Ahmed, M.K. and Thompson, R., 1983. Heritability of milk yield and composition at different levels and variability of production. *Anim. Prod.* 36: 59-68.
- Hill, W.G., 1984. On selection among groups with heterogeneous variance. *Anim. Prod.* 39: 473-477.
- Hoeschele, I., 1998. Graduate 1-semester course on (co)variance components estimation in linear and generalized linear mixed models. STAT5554, *University of Nebraska, Lincoln*; p 159.
- Hofer, A., 1998. Variance component estimation in animal breeding: a review. *J. Anim. Breed. Genet.* 115: 247-265.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M.J., and Alenda, R. 1993. A study on heterogeneity of variances adjustment in genetic evaluations in Spain. Proc. Of the Open Session of the Interbull Annual Meet. Aarhus, Denmark, August 19-20, pp 1-6.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M. J., Foulley, J.L. and Alenda, R. 1999. Heterogeneity of herd-period phenotypic variances in the Spanish Holstein-Friesian cattle: sources of heterogeneity and genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 45: 137-147.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M. J., Alenda, R. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein-Friesian population and impact on genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 59: 33-49.
- LaMotte, L.R., 1973. Quadratic estimation of variance components. *Biometrics* 32: 793-804.
- Meyer, K., 1998. DFREML, derivative free restricted maximum likelihood; set of programs-manual. In: Proc. 6th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production, Armidale. Programs index.
- Meuwissen, T.H. and Van der Werf, J.H.J., 1992. Impact of heterogeneous within herd variances on dairy cattle breeding schemes. *Liv. Prod. Sci.* 29: 547-554.

Meuwissen, T.H. and de Jong, G., 1994. Joint estimation of breeding values and heterogeneous variances by mixed model equations in large national data sets. Proc. of the Open Session of the *Interbull Annual Meet.* Ottawa, Canada, August 5-6, p 1-8.

Misztal, I., Lawlor, T., Short, T.H. and VanRaden, P.M., 1992. Multiple-trait estimation of variance component of yield and type traits using an animal model. *J. Dairy Sci.* 75: 544-551.

Misztal, I., 1994. Comparison of software packages in animal breeding. In: Proc. 4th *World Congress on Genetic Applied to Livestock Production*, Guelph; 22: 3.

Montaldo, V.H., 2000. Genotype by environment interactions in livestock breeding programs: a review. *Genetics and Molecular Biology* (in press).

Nicholas, F.W., 1990. Genética veterinaria. *Acribia*, Zaragoza, España.

Patterson, H.D. and Thompson, R., 1971. Recovery of inter-block information when block size are unequal. *Biometrika* 58(3): 545-554.

Pérez, N.M.I., 1997. Desarrollo de un modelo de evaluación genética para características de conformación de ubre en ganado Holstein en México. Tesis Lic. Fac. Ciencias Naturales, Lic. Med. Vet. y Zoot., *Univ. Autónoma de Querétaro*.

Powell, R.L. and Wiggans, G.R., 1991. Animal model evaluations for mexican Holsteins. *J. Dairy Sci.* 74: 1420-1427.

Quaas, R.L., Anderson, R.D. and Gilmour, A., 1984. BLUP School Handbook. Used of mixed models for prediction and estimation of (Co) variance components. Anim. Genet. and Breed. Unit, *University of New England*, NSW, 2351, Australia, p 158.

Rao, C.R., 1971. Estimation of variance and covariance components-MINQUE theory. *J. Multivari. Anal.* 1: 257-275.

Robertson, A. 1959. The sampling variance of the genetic correlation coefficient. *Biometrics* 15: 469-485.

Robert, C., Foulley, J.L. and Ducrocq, V., 1995. Genetic variation of traits measured in several environments. I. Estimation and testing of homogeneous genetic and intra-class correlations between environments. *Genet. Sel. Evol.* 27: 111-123.

Ruíz, F.A. y Apodaca, C., 1988. Parámetros genéticos de producción de leche por lactancia, intervalo entre partos y producción de leche por día de intervalo entre partos. *Memorias Reunión Nal. de Inv. Pec. Méx.*, resumen 80.

San Cristobal, M., Foulley, J.L. and Manfredi, M., 1993. Inference about multiplicative heteroskedastic components of variance in a mixed linear Gaussian model with an application to beef cattle breeding. *Genet. Sel. Evol.* 25: 3-30.

SAS, 1995. Statistical Analysis System. SAS/STAT User's guide. Cary, North Carolina. *SAS Institute Inc.* US.

Schaeffer, L.R., Schenkel, F.S, and Fries, L.A., 1998. Selection bias on animal model evaluation. In: Proc. 6th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production, Armidale, Vol. 25: 501-508.

Schenkel, F.S. and Schaeffer, L.R., 1998. Effects of non translation invariant selection estimates of variance components. In: Proc. 6th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production, Armidale, Vol. 25: 509-512.

Searle, S.R., 1968. Another look at Henderson's methods of estimating variance components. *Biometrics* 24(4): 749-787.

Searle, S.R., 1971. Linear models. *John Wiley and Sons*, NY, USA.

Searle, S.R., 1978. Variance components estimation: a review, in note form. Biometric Unit, *Cornell University*, Ithaca, NY, USA, p 34.

Searle, S.R., 1979a. Notes on variance component estimation. Biometric Unit, *Cornell University*, Ithaca, NY, USA, p 146.

Searle, S.R., 1979b. Maximum likelihood and minimum variance estimation of variance components. Proc. of the Conf. in Honor of C.R. Henderson, *Cornell University*, Ithaca, N.Y., p 59-68.

Searle, S.R. and Grimes, B.A., 1980. Annotated computer output for variance components. Biometric Unit, *Cornell University*, Ithaca, NY, USA, p 41.

Searle, S.R., Casella, G. and McCulloch, Ch. E., 1992. Variance components. *John Wiley & Sons*, Inc. NY, USA.

Short, T.H., Blake, R.W., Quaas, R.L. and Van Vleck, D., 1990. Heterogeneous within-herd variance. 1. Genetic parameters for first and second lactation milk yield of grade Holsteins cows. *J. Dairy Sci.* 73: 3312-3320.

Short, T.H. and Lawlor, T., 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holstein. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.

Snedecor, G. W., Cochran, W. G. 1993. Statistical methods. Eighth Edition. *Iowa State University Press/AMES*, pp 503.

Sosa, F.C., 1980. Estimación de índice de herencia y constancia para producción de leche y tipo en un hato Holstein del noreste de México. Tesis Lic. Fac. Med. Vet Zoot., *Universidad Nacional Autónoma de México*, Méx., D.F.

Sosa, F. C., 1992. Multivariate estimation of variance and covariance components using restricted maximum likelihood, in dairy cattle. PhD. Thesis, *Massey University*, New Zealand.

Stanton, T.L., Blake, R.W., Quaas, R.L., Van Vleck, D. and Carabaño, M.J., 1991. Genotype by environment interaction for Holstein milk yield in Colombia, México, and Puerto Rico. *J. Dairy Sci.* 74: 1700-1714.

Sullivan P.G. and Schaeffer, L.R., 1989. Regional heterogeneity of variances and its effect on Canadian Holstein sire evaluation. *Can. J. Anim. Sci.* 69: 605-612.

Suzuki, M. and Van Vleck, L. D., 1994. Heritability and repeatability for milk production traits of Japanese Holstein from an animal model. *J. Dairy Sci.* 77: 583-588.

Van Der Werf, J.H.J., Meuwissen, T.H.E. and De Jong G., 1994. Effects of correction for heterogeneity of variance on bias and accuracy of breeding value estimation for Dutch dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 77: 3174-3184.

Van Der Werf, J., 1995. Statistical software for mixed models used in animal breeding. In: *Snijders, T.A.B. et al. Symposium Statische Software*, nr, 7, Nov. 9, 1995, Utrecht, The Netherlands; p 59-75.

VanRaden, P.M, Wiggans, G.R. and Ernest, C.A., 1991. Expansion of projected lactation⁷ yield to stabilize genetic variance. *J. Dairy Sci.* 74: 4344-4349.

Van Vleck, L.D., 1976. Notes on the theory and application of selection principles for genetic improvement of animals. Dept. Anim. Sci., *Cornell University*, Ithaca, N.Y., USA.

Van Vleck, L.D., Dong, M.C., and Wiggans, G.R., 1988. Genetic (co)variances for milk and fat yield in California, New York and Wisconsin for an animal model by restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 71: 3053.

Visscher, P.M. and Hill, W.G., 1992. Heterogeneity of variance and dairy cattle breeding. *Anim. Prod.* 55: 321-329.

Visscher, P.M. and Goddard, M.E., 1995. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 78: 205-220.

- Wade, K.M. and Van Vleck, D. 1989. Genetic parameters for production traits of Holstein in California, New York and Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 72: 1280.
- Weigel, K.A., Gianola, D., Yandell, B.S. and Keown, J.F., 1993. Identification of factors causing heterogeneous within-herd variance components using a structural model for variances. *J. Dairy Sci.* 76: 1466-1478.
- Wewala, G.S., Anderson, R.D. and Rae, A.L., 1986. Maximum likelihood estimators of variance components for direct and maternal effects of weaning weights of Romney sheep. *Proc. 3th Congress on Gen. Appl. Liv. Prod.* Lincoln, EN, USA, vol. 3: 16-22.
- Vinson, W.E. 1987. Potential bias in genetic evaluations from differences in variation within herds. *J. Dairy Sci.* 70: 2450-2455.
- Wiggans, G.R. and Powell, R. L., 1980. Projection factors for milk and fat lactation records. *Dairy Herd Improvement Letter Vol. 56 No. 1, March.* USDA Sci. and Education Administration, USA.
- Wiggans, G.R. and VanRaden, P.M., 1991. Method and effect of adjustment for heterogeneous variance. *J. Dairy Sci.* 74: 4350-4357.
- Wiggans, G.R. and VanRaden, P.M., 1998. National Cooperative Dairy Herd Improvement Program. USDA - Animal model genetic evaluations. <http://www.inform.umd.edu/EdRes/Topic/AgrEnv/ndd/dairy>.

VII. EVALUACION GENETICA PARA LA PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

En los programas de selección de los bovinos lecheros, el cálculo de los valores genéticos predichos (VGP), expresados como habilidades de transmisión predichas, permite la identificación de los mejores animales, con objeto de que sean utilizados como padres de la siguiente generación (Van Vleck, 1993).

En México, el cálculo de VGP para toros Holstein se ha realizado desde hace 10 años en los Estados Unidos a través de un convenio de colaboración entre el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (USDA) y Holstein de México, A.C. (Powell y Wiggans, 1991).

Para efectuar las evaluaciones genéticas, en diferentes partes del mundo (Robinson y Chesnais, 1989; Wiggans y VanRaden, 1998) se utiliza la metodología del mejor predictor lineal insesgado (MPLI) a través del uso de un Modelo Animal, el cual evalúa simultáneamente a toros y vacas (Henderson, 1984). El procedimiento MPLI tiene las propiedades de obtener en sus predicciones varianza mínima, está basado en la teoría estadística de los modelos lineales mixtos, su predicción es lineal e insesgada y la correlación entre los valores predichos y reales es máxima. Tiene además la ventaja de poder incluir varias características en el mismo proceso de evaluación. MPLI puede corregir efectos ambientales como hato-año-estación, así como el proceso de selección. Debido a estas propiedades, el MPLI se ha convertido en el método de elección para calcular VGP (Van Vleck, 1993; Henderson, 1989; Boldman *et al.*, 1995).

A pesar de que el USDA efectuó las evaluaciones genéticas previas, muchos de los procedimientos y cálculos utilizados para realizar la evaluación se desconocían. Por ello se

considera conveniente que este tipo de evaluaciones se realicen en México ya que existe la infraestructura y recursos para efectuarla aquí. El implementar la evaluación en México, también permitiría estudiar diferentes modelos y metodologías de evaluación, y en un mediano plazo se podrían elegir los más adecuados, congruentes con las necesidades que demanda la industria lechera y a las características del ganado Holstein del país.

Asimismo, resulta de interés estimar VGP para vacas para apoyar la elección de desechos y madres de sementales. Este trabajo tiene como objetivo calcular VGP para toros y vacas Holstein en México utilizando la metodología MPLI-Modelo Animal.

MATERIALES Y METODOS

Los registros utilizados fueron proporcionados por Holstein de México A.C. y corresponden a lactancias ocurridas en el período 1970-1997. De una base de 120,399 vacas y con el objeto de incrementar la precisión en la predicción de los valores genéticos, se eliminaron las vacas cuyo código de terminación en la primera lactancia era no utilizable (lactancias iniciadas con aborto, venta, muerte, enfermedad o lesiones), vacas con producciones por lactancia con menos de 1500 kg de leche (al considerar lactancias anormales) y animales con menos de 18 meses de edad al primer parto. También se eliminaron las vacas que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía cada registro. En este estudio, se utilizaron sólo primeras lactancias que fueron previamente ajustadas a edad-mes de parto, 305 días y 2 ordeñas. El número total de animales en la base de datos fue de 80,486 vacas, hijas de 5,158 toros.

Al archivo de pedigrí se añadieron todos los ancestros disponibles e incluyó un total de 184,269 registros. Aproximadamente el 25% de los animales tenían padre y/o madre desconocidos. Para corregir parcialmente el efecto de selección a través del tiempo, se definieron 12 grupos de padres desconocidos, seis para machos y seis para hembras. Los grupos se definieron con base al año de nacimiento de los animales (Westell *et al.*, 1988), asignando el mismo grupo cada cinco años, por ejemplo: animales con padre desconocido

nacidos entre 1971 y 1975, su grupo fue 1; animales con padre desconocido nacidos entre 1976 y 1980, su grupo fue 2, etc. El procedimiento utilizado para asignar el grupo a las hembras fue similar al de los machos.

Para representar los efectos de época e incrementar aun más la precisión, se analizaron los promedios de producción de leche por mes de parto, con el objeto de establecer estaciones de parto (Wiggans y VanRaden, 1998). Tratando de conservar un adecuado número de observaciones en la combinación de efectos hato-año-estación de parto, se definieron tres estaciones quedando de la siguiente manera: estación 1: enero-abril; estación 2: mayo-agosto y estación 3: septiembre-diciembre. El número de hatos y años analizados fueron de 269 y 26, respectivamente y el número de niveles para hato-año-estación fue de 4,939. Las bases de datos y el archivos de pedigrí se hicieron utilizando algunos programas en FORTRAN, y otros en el Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995).

La predicción de los valores genéticos para toros y vacas fue utilizando la metodología MPLI a través del uso de un Modelo Animal. Las estimaciones y predicciones se efectuaron con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995).

El modelo animal utilizado incluyó como efecto fijo hato-año-estación de partos y como efectos aleatorios el animal y el grupo de padres desconocidos (Henderson, 1984). El modelo fue:

$$y = Xb + Zu + ZQg + e$$

donde:

y = vector (nx1) de observaciones de producción de leche,

X = matriz de incidencia (nxp) de efectos fijos que incluyó hato-año-estación,

b = vector (px1) de efectos fijos,

Z = matriz incidencia (nxq) de efectos aleatorios que incluyó animal,

u = vector (qx1) de efectos aleatorios,

Q = matriz de relaciones genéticas aditivas que relaciona los animales con los grupos de padres desconocidos,

g = vector de efectos de grupo genético (12 grupos definidos), y

e = vector ($n \times 1$) aleatorio (error).

Al efectuar los análisis, se supuso que los elementos de 'u' y 'e' se distribuyeron normalmente y que no estaban correlacionados.

La base genética se estableció de tal manera que el VGP para la producción de leche de una vaca promedio nacida en 1990, fue de cero. A partir de los VGP obtenidos para todos los animales evaluados, se utilizó un modelo de regresión simple para estimar la tendencia genética. Se calculó el promedio anual de los VGP y éstos se utilizaron como variable de respuesta, en función del año de nacimiento de los animales (Wiggans, 2000). Para estimar la tendencia fenotípica, el procedimiento fue similar que el usado para estimar la tendencia genética, sustituyendo el promedio anual de los VGP por los promedios anuales de producción de leche de la primera lactancia. El procedimiento utilizado fue PROC REG del SAS.

Para cada toro se obtuvieron el número de hatos donde se encuentran sus hijas (NUHAT), el número de hijas (NUHI), el promedio de producción de leche (kg) de las hijas (KGLE), el porcentaje de primeras lactancias que terminan en desecho (%RAS), la confiabilidad (CONF) (%) y la habilidad de transmisión predicha (HTP) (kg). La correlación entre el valor predicho y el valor verdadero (r_{TI}) se estimó con el programa MTDFREML de acuerdo a la metodología descrita por Boldman *et al.* (1995). La confiabilidad se estimó como (r_{TI}^2) y en este estudio el VGP fue expresado como la habilidad de transmisión predicha (HTP), que fue igual a $VGP/2$ (11). Para las vacas se calculó HTP y CONF.

En análisis preliminares se obtuvo una heredabilidad de 0.29, la cual fue utilizada para la predicción de los valores genéticos. Se obtuvieron estadísticas descriptivas de las variables analizadas para toros nacidos de 1983 a 1996 ($N=1,790$) y para vacas nacidas a partir de 1990 ($N=25,629$).

Con el objeto de comparar los resultados de la presente evaluación con los resultados obtenidos en la anterior evaluación genética en 1998, se estimaron las correlaciones para CONF y HTP a partir de la información de 294 toros con confiabilidades mayores al 60% en ambas evaluaciones. Asimismo, se obtuvieron las correlaciones para CONF y HTP con información de 68 toros extranjeros con hijas en Estados Unidos y México y que tuvieron evaluación genética en los dos países. Las correlaciones se estimaron con el procedimiento PROC CORR del SAS.

RESULTADOS Y DISCUSION

Los promedios para las variables obtenidas en la evaluación genética sobre 1,790 toros nacidos de 1983 a 1996 se presentan en el Cuadro 7.1. De los 1,790 toros, se identificaron 368 animales con registro mexicano y sus promedios para NUHAT, NUHI, %RAS, KGLE, CONF y HTP fueron de 2.6 hatos, 17.6 hijas, 2.1%, 8,614 kg, 49% y -87 kg, respectivamente. Asimismo, se identificaron 1,422 toros con registro extranjero, cuyos promedios para las variables mencionadas en el mismo orden fueron de 2.9 hatos, 9.4 hijas, 1.2%, 9,220 kg, 41% y 50 kg.

Para toros con registro mexicano, es decir con un registro asignado por Holstein de México, los promedios de HTP y KGLE fueron menores al compararlos con HTP y KGLE de los toros con registro extranjero (-130 kg y -606 kg, respectivamente). Esto probablemente se deba a un mayor tiempo de selección para la producción de leche en el ganado Holstein en los Estados Unidos y Canadá y por ejercer una mayor presión de selección en los sementales que entran a prueba de progenie en aquellos países.

Cuadro 7.1. Estadísticas descriptivas en las variables obtenidas en la evaluación genética para 1,790 toros.

Variable	Valores		
	Promedio	Mínimo	Máximo
NUHAT	2.9	1	46
NUHI	11.2	1	390
KGLE, kg	9,079	1,796	16,872
%RAS, %	1.4	0	38
CONF, %	48.7	11	89
HTP, kg	14.3	-930	1,124

NUHAT = número de hatos donde se encuentran las hijas; NUHI = número de hijas; KGLE = promedio de producción de leche de las hijas; %RAS = porcentaje de primeras lactancias que terminan en desecho; CONF = confiabilidad; HTP = habilidad de transmisión predicha.

En los toros con registro mexicano, el promedio de NUHI fue mayor que el obtenido para los toros con registro extranjero (17.6 vs. 9.4 respectivamente), debido a que existieron 22 toros que tienen más de 50 hijas. Sin embargo, el número de toros mexicanos representó solamente alrededor del 20% del total de toros nacidos a partir de 1983 evaluados.

Los promedios obtenidos para NUHAT y NUHI en los toros evaluados en este trabajo fueron bajos, lo que repercutió en la CONF promedio. Las diferencias en los resultados para NUHAT, NUHI, CONF y HTP entre la evaluación de 1998 y ésta, se deben principalmente a los distintos criterios utilizados para la edición de las bases de datos (en la actual sólo se incluyeron primeras lactancias y en la anterior hasta la quinta lactancia), la definición de algunas variables como el hato-año-estación de partos considerada fija en la presente evaluación mientras que en la pasada el grupo de manejo variable, y al diferente modelo estadístico utilizado en la evaluación. Los factores adicionales que incluía el modelo utilizado en 1998 fueron el efecto de ambiente permanente, al incluir información

de varias lactancias en los análisis, y la interacción hato por semental, definidos como efectos aleatorios (Powell y Wiggans, 1991).

Algunos toros cambiaron negativamente su valor de la HTP en 1998 respecto a la obtenida en 1999, debido a la incorporación a la evaluación de hijas con promedios de producción inferiores al promedio de sus contemporáneas. Otra razón fue que se utilizó diferente base genética, cuyo valor en este estudio fue de 336 kg.

Para las vacas, el promedio, mínimo y máximo para la producción de leche de la primera lactancia (PL1), CONF y HTP se presentan en el Cuadro 7.2. La CONF promedio obtenida en las vacas de este trabajo fue menor que la de los toros (37 vs. 49%), ya que CONF no incrementa linealmente con la adición de registros y está influenciada por la información de parientes cercanos (VanRaden y Wiggans, 1991).

Cuadro 7.2. Estadísticas descriptivas para la producción de leche de la primera lactancia (PL1), confiabilidad (CONF) y habilidad de transmisión predicha (HTP) para 25,629 vacas con registro mexicano nacidas a partir de 1990.

Variable	Valores		
	Promedio	Mínimo	Máximo
PL1	9,566	1,501	19,817
CONF, %	37	9	80
HTP, kg	41	-1,233	1,268

Los promedios para NUHAT, NUHI, CONF y HTP para la evaluaciones de 1998 utilizando la información de 294 toros fueron de 6.1 hatos, 43 hijas 58% y 113 kg, respectivamente. En la evaluación actual, los promedios obtenidos en estos toros fueron de 7.9 hatos, 46 hijas, 63% y 25 kg, respectivamente. Las correlaciones obtenidas para CONF y HTP entre las dos evaluaciones fueron altas, con valores de 0.82 y 0.78, respectivamente.

Para los 68 toros extranjeros con hijas en México y los Estados Unidos, las correlaciones para CONF y HTP entre las evaluaciones de ambos países fueron de 0.29 y 0.18, respectivamente. El número de hijas promedio para cada toro en los Estados Unidos fue de 2,870 y el promedio de hatos de 1,075, mientras que en México fueron de 13 hijas y 4 hatos. Al ordenar los 68 toros de acuerdo a su HTP en cada país, de los mejores 15 clasificados en los Estados Unidos para la producción de leche, se encontraron 8 de esos animales dentro de los primeros 15 clasificados en México. Este reordenamiento quizá se debe a que las precisiones obtenidas en la evaluación de cada país fueron diferentes, lo que pudo propiciar la reclasificación de los animales.

La tendencia genética para la producción de leche fue de 29 kg por año y la fenotípica de 151 kg por año. Esta tendencia fue menor que la obtenida por Avendaño (1989), cuyo valor fue de 74 kg por año con registros de vacas Holstein de México y por Powell y Wiggans (1991), quienes obtuvieron un incremento anual de 87 kg por año utilizando también información de ganado Holstein de México. Estas diferencias quizá se deban a que los autores referidos incluyeron información de hasta la quinta lactancia en sus análisis, mientras que en el presente estudio se analizaron solamente primeras lactancias, y a que los modelos utilizados fueron distintos en cada estudio.

CONCLUSIONES

Con el modelo utilizado para obtener los VGP de este estudio, se logró una evaluación genética consistente, pudiéndose establecer las bases de un sistema confiable y propio de evaluaciones genéticas en ganado Holstein en México.

A pesar de existir evaluaciones genéticas en ganado Holstein en México, es conveniente la participación conjunta de diferentes entidades oficiales y privadas, productores e instituciones de educación e investigación relacionadas con la industria lechera, con el objeto de hacer más eficiente el desarrollo de éstas en México.

Con el objeto de incrementar la precisión en el cálculo de VGP, resulta conveniente seguir estudiando la influencia de distintos efectos en el modelo de evaluación, por ejemplo añadiendo segundas y posteriores lactancias a la información de las vacas, e incluir en el modelo el efecto de ambiente permanente. Es de interés conocer también la influencia del país de origen de los sementales.

REFERENCIAS

Avendaño, R. L. 1989. Estimación de la tendencia genética para producción de leche en hatos Holstein de México. Tesis Maestría, Fac. Med. Vet. y Zoot., *Universidad Nacional Autónoma de México*, Méx. D.F., pp 87.

Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, L.D., Van Tassell, C.P., Kachman, S.D. 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (Draft). *USDA, Agric. Res. Service*; pp 114.

Henderson, C.R. 1984. Application for linear models in animal breeding. *University of Guelph*, Canada; pp 365.

Henderson, C.R. 1989. Theoretical basis in computational methods for a number of different animal model. Animal Model Workshop. *J. Dairy Sci.* 71 (Suppl. 2):1-16.

Powell, R.L., Wiggans, G.R. 1991. Animal model evaluations for mexican Holsteins. *J Dairy Sci.* 74:1420-1427.

Robinson, J.A.B., Chesnais, J.P. 1989. Application of the animal model on a national basis to the evaluation of Canadian livestock. Animal Model Workshop. *J. Dairy Sci.* 71 (Suppl. 2): 70-78.

SAS, 1995. Institute Inc. User's guide for linear models. Cary, NC, USA: *SAS Inst. Inc.*

VanRaden, P.M., Wiggans, G.R. 1991. Derivation, calculation and use of national animal model information. *J. Dairy Sci.* 74: 2737-2746.

Van Vleck, L.D. 1993. Selection index and introduction to mixed model methods. USA: *CRC Press, Inc.*, pp 342.

Westell, R.A., Quaas, R.L., Van Vleck, L.D. 1988. Genetic groups in an animal model. *J. Dairy Sci.* 71: 1310.

Wiggans, G.R., VanRaden, P.M. 1998. National cooperative dairy herd improvement program. USDA-animal model genetic evaluations. <http://www.inform.umd.edu/EdRes/Topic/AgrEnv/ndd/dairy>.

Wiggans, G.R. 2000. Genetic evaluation system in the United States. <http://www.aipl.arsusda.gov>.

VIII. ESTIMACION DE PARAMETROS GENETICOS EN CARACTERISTICAS DE LONGEVIDAD Y PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

La longevidad en el ganado lechero, es una medida del éxito que tienen las vacas a sobrevivir al desecho voluntario e involuntario. El desecho voluntario es provocado parcialmente por baja producción de leche y el desecho involuntario cuando la vaca muere o debe dejar el hato por problemas reproductivos (Vollema, 1998). Disminuyendo el nivel de desecho involuntario se mejora el retorno económico de una empresa lechera, lo que permite una mayor flexibilidad para efectuar el desecho voluntario (Vollema y Groen, 1996).

Las dos principales razones para mejorar la longevidad en ganado lechero son: 1) una reducción de los costos de los reemplazos por año, ya que cuando las vacas permanecen mayor tiempo dentro del hato, menor número de reemplazos son necesarios, y 2) se incrementa el promedio de producción de leche del hato, al incrementar el número de vacas maduras (Strandberg y Solkner, 1996; Vollema, 1998).

El beneficio económico de la duración de vida de una vaca es una función determinada por la edad que tuvo al primer parto, de la producción de leche que tuvo por lactación, del tiempo de permanencia dentro del hato, del intervalo entre partos, de los precios de la alimentación y de la leche y también de algunos aspectos relacionados a incidencia de enfermedades como la mastitis, problemas reproductivos y de la ubre, entre otros factores (Klassen *et al.*, 1992).

Diferentes variables han sido usadas para estudiar la longevidad en ganado lechero. Algunas de las características más usadas han sido son: 1) Características de vida productiva, como la duración de vida productiva en el hato (diferencia entre la fecha del primer parto y la fecha de desecho o fecha del último registro de producción), medida en

meses o días, el número total de lactancias y la producción de leche acumulada de todas las lactancias, en kilogramos, 2) Habilidades de permanencia hasta cierto número de meses de edad (36, 48, 60, 72, 84 meses), o cierto número de meses después del primer parto (12, 36 u otros meses), entre otras (Hudson y Van Vleck, 1981; Strandberg y Solkner, 1996; Ducrocq y Solkner, 1998a; Vollema y Groen, 1996)

Ducrocq *et al.*, (1988) definieron la vida productiva de dos maneras: 1) vida productiva (o vida hato) verdadera, que es la vida productiva o longevidad total que depende de la productividad del animal, y 2) vida productiva funcional, que depende de la habilidad de la vaca para evitar el desecho por razones involuntarias, otras distintas a producción tal como esterilidad o algunas enfermedades. Para evitar sesgos debidos al desecho voluntario en la estimación de parámetros genéticos en características de vida productiva funcional, éstas han sido corregidas usualmente para la producción de leche de la primera lactancia, incluyendo en el modelo de análisis la producción de la primera lactancia (Short y Lawlor, 1992; Vollema y Groen, 1996).

La metodología de máxima verosimilitud restringida con el uso de un modelo macho o modelo animal, ha sido la más utilizada para estimar parámetros genéticos en características de longevidad (Short y Lawlor, 1992; Chauhan *et al.*, 1993; Visscher y Goddard, 1995).

En la actualidad, el mejoramiento genético de los bovinos lecheros en muchos países del mundo tiende a efectuarse con base en la selección de múltiples características, en donde se han incluido características de producción, tipo, longevidad y otras relacionadas a la salud de las vacas, a través de índices de selección (INTERBULL, 1996). Para efectuar evaluaciones genéticas y poder desarrollar los índices de selección, es necesario estimar heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas en aquellas características que serán incluidas en el índice (VanRaden y Klaaskate, 1993; Jairath *et al.*, 1995).

A pesar de que la Asociación Holstein de México ha registrado información de producción de leche y de otras características desde 1970, además de otras características, ésta no ha

sido utilizada para estimar parámetros genéticos en características de longevidad. Bajo estas circunstancias, resulta de interés estudiar la longevidad del ganado lechero en México y estimar heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas entre éstas y la producción de leche de la primera lactancia, para evaluar su posible incorporación a los programas de selección del ganado Holstein en México.

MATERIALES Y METODOS

Los datos utilizados en este estudio fueron proporcionados por la Asociación Holstein de México a partir de una base de 120,399 vacas. Para garantizar mayor precisión en la estimación de los parámetros, se eliminaron los registros de animales que no tuvieron información de una primera lactancia, aquellos que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía cada registro, los hatos que tuvieron menos de 5 vacas, las vacas con lactancias cuyo código de terminación era no utilizable (lactancias iniciadas con aborto, venta, muerte, enfermedades o lesiones) y vacas con producciones por lactancia menores de 1500 kg de leche (por considerarlas lactancias anormales). Se eliminaron también las vacas que tuvieron menos de 60 días en lactación y animales con menos de 18 meses de edad al primer parto.

Los criterios para decidir las variables de longevidad a estudiar y su duración fueron: 1) que fueran indicadores tempranos de longevidad; 2) que representaran el punto en el que teóricamente la vaca se pagó y teóricamente dejó por lo menos una cría para reemplazo, que es alrededor de la tercera lactancia (Hoque y Hodges, 1980; Weller, 1994).

Las variables relacionadas a la longevidad analizadas en este estudio fueron: 1) la duración de vida productiva hasta la tercera lactancia (DVP), 2) la producción de leche acumulada a la tercera lactancia (PTA), y 3) la habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48). También se estimó la heredabilidad de la producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días de ordeña (PL1), y las correlaciones genéticas y fenotípicas entre PL1 y DVP, PTA y HP48.

Para evitar sesgos debidos al desecho voluntario, donde se incluyen vacas con bajas producciones de leche, en la estimación de los parámetros genéticos, las variables DVP, PTA y HP48 fueron corregidas para la producción de leche de la primera lactancia, incluyendo ésta en el modelo de análisis (Short y Lawlor, 1992; Strandberg y Solkner, 1996; Vollema y Groen, 1996).

Todas las vacas incluidas en el estudio tuvieron la misma oportunidad de llegar a los 48 meses de edad, o a la tercera lactancia, según correspondiera.

Se estimó la edad final de las vacas para asignar ceros o unos a la variable HP48 y se asignó un cero cuando la vaca no llegó a los 48 meses de edad, o uno, si su edad final fue igual o mayor que 48 meses. Para DVP hasta la tercera lactancia (en meses), se calculó el tiempo transcurrido entre la fecha del primer parto y la fecha del último parto registrado, mas los días que tuvo en leche en la tercera lactancia. Se calculó la producción de leche acumulada hasta la tercera lactancia (PTA), sumando respectivamente la producción de leche corregida a edad-mes de parto y 305 días de las tres lactancias.

En la edición del archivo todas las vacas tuvieron las cuatro variables, haciendo un total de 47,609 animales. Las covarianzas se estimaron en análisis por pares de características.

El número de toros y hatos utilizados en el análisis fue de 3,605 y 142 respectivamente, teniendo en promedio 13.2 hijas cada semental y 25.4 toros cada hato.

Además de los objetivos mencionados, y con la intención de conocer las principales causas de desecho en la población de vacas en control de producción, se utilizaron 32,894 registros de vacas que tuvieron código de terminación de alguna lactancia con información relacionada a muerte o venta para rastro, propósitos lecheros, problemas reproductivos, por enfermedad o lesiones, mastitis y por razones no identificadas.

El archivo de pedigrí utilizado para estimar los componentes de varianza de este estudio, incluyó un total de 57,787 animales.

Para representar mejor los efectos ambientales e incrementar la precisión, se definieron dos estaciones de primer parto: de diciembre a mayo (estación 1), y de junio a noviembre (estación 2), y se creó un efecto combinando los factores hato-año-estación de primer parto.

Las bases de datos y los archivos de pedigrí se crearon utilizando algunos programas en lenguaje FORTRAN y el Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995). La estimación de los componentes de varianza se hizo con el método de máxima verosimilitud restringida (REML), usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995).

Se utilizó un modelo animal univariado para estimar las heredabilidades de las características. Para HP48, DVP y PTA, el modelo incluyó el efecto de hato-año-estación de primer parto (considerado fijo), la producción de leche real como covariable, y los efectos aleatorios del animal y el error. El modelo para PL1 incluyó hato-año-estación (como efecto fijo), y animal y el error (como efectos aleatorios). La heredabilidad de HP48 fue corregida a una escala normal subyacente, utilizando el método de Van Vleck (1972).

El modelo representado en notación matricial fue (Henderson, 1984):

$$y = Xb + Zu + e,$$

donde:

y = vector ($n \times 1$) de observaciones,

X = matriz de incidencia ($n \times p$) de efectos fijos, donde se incluyó hato-año-estación y la producción de leche real de la primera lactancia,

b = vector ($p \times 1$) de efectos fijos,

Z = matriz incidencia ($n \times q$) de efectos aleatorios, donde se incluyó el animal,

u = vector ($qx1$) de efectos aleatorios,

e = vector ($nx1$) aleatorio (error).

Al efectuar los análisis, se supuso que los elementos de 'u' y 'e' se distribuyeron normalmente y que no estaban correlacionados.

Las correlaciones genéticas se obtuvieron realizando análisis bivariados entre las características, utilizando el mismo programa (MTDFREML) y el siguiente modelo:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

Donde los subíndices 1 y 2 identifican la característica a evaluar y los otros términos dentro del modelo fueron descritos anteriormente. En los análisis bivariados se respetaron los efectos fijos incluidos en los modelos univariados de cada característica.

La convergencia fue obtenida cuando L (-2 veces el logaritmo de verosimilitud) fue menor o igual 10^{-6} . Cuando se obtuvieron los mismos valores en al menos tres reinicios con diferentes valores, se supuso que el máximo global fue encontrado (Boldman *et al.*, 1995).

Las correlaciones fenotípicas entre todas las características se obtuvieron mediante el procedimiento PROC CORR de SAS.

RESULTADOS Y DISCUSION

Variabilidad en las características.

Los promedios de las características de longevidad y producción de leche de la primera lactancia se muestran en el Cuadro 8.1, mostrando mayor variabilidad PTA que las otras características.

En este estudio, el 91% de las vacas llegaron a los 36 meses de edad, lo que coincide aproximadamente con el final de la primera lactancia, y solamente el 60% de ellas alcanzaron los 48 meses de edad, resultados que sugieren que los ganaderos probablemente desechan un porcentaje importante de vacas por bajas producciones de leche y problemas reproductivos al terminar la primera lactancia. Ruíz *et al.* (1994) concluyen en su estudio que bajas producciones de leche en la primera lactancia es un factor importante en el desecho de vacas Holstein en México.

En vacas Holstein de los Estados Unidos, VanRaden *et al.* (1993) encontraron en su estudio que aproximadamente el 85% de las vacas alcanzaron los 36 meses de edad y el 63% los 48 meses, resultados similares a los obtenidos en las vacas de este trabajo.

Cuadro 8.1 Estadísticas descriptivas de las variables de longevidad y producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días de ordeña (PL1).

Característica	Promedio	DE	CV(%)
DVP (meses)	51.4	12	23
PTA (kg)	16,469	8,407	51
PL1 (kg)	7,673	2,133	28

DVP=duración de vida productiva a la tercera lactancia; PTA=producción de leche acumulada a la tercera lactancia; DE=desviación estándar; CV=coeficiente de variación.

Los promedios obtenidos en este trabajo para DVP, PTA y PL1, se encuentran dentro del rango obtenido para otras poblaciones de vacas (Hoque y Hodges, 1980; Boldman *et al.*, 1992; Klassen *et al.*, 1992; Short y Lawlor, 1992; Chauhan *et al.*, 1993; VanRaden *et al.*, 1993)

Causas de desecho.

Las principales causas de desecho obtenidas en las vacas de este estudio, se presentan en el Cuadro 8.2. Los mayores porcentajes se debieron a ventas por enfermedades y lesiones (alrededor del 33%), problemas reproductivos (24%) y venta a rastro o por razones no identificadas (19%).

Cuadro 8.2 Porcentajes de vacas desechadas debido a varias causas, de acuerdo a los códigos de terminación utilizados por la Asoc. Holstein México.

Razón de desecho	Proporción (%)
Venta por enfermedad, lesión o razones inespecíficas	32.9
Venta por problemas reproductivos	24.2
Venta para rastro o por razones no identificadas	19.1
Venta por propósitos lecheros	10.4 ^a
Muerte	8.0
Venta por mastitis o problemas de ubre	5.4

^a Se puede suponer que este porcentaje incluye mayoritariamente a vacas con baja producción de leche (Ruíz, L.F., 1999. Asoc. Holstein México; comunicación personal).

Si bien la baja producción no parece representar un porcentaje importante como causa de desecho (10%), esta razón de desecho puede estar considerada en otro rubro, por ejemplo venta por razones inespecíficas o venta para rastro, por lo que el porcentaje puede ser mayor.

Algunas causas de desecho pueden estar confundidas debido a que el ganadero reporta la causa que él considera más importante, mientras que la vaca pudo ser desechada por más de una razón, y a la falta de precisión en los códigos de terminación utilizados por la Asoc. Holstein de México.

A pesar de que no se puede efectuar una comparación entre los resultados obtenidos en este trabajo con aquellos obtenidos en otras poblaciones de vacas, se puede mencionar que los productores son quienes determinan que animales serán desechados y los criterios aplicados en cada caso probablemente varíen de lugar a lugar, dependiendo de los objetivos de selección y la importancia económica relativa de cada característica.

Algunos autores han encontrado en sus estudios que los problemas reproductivos y problemas de mastitis y ubre, fueron las principales razones de desecho (Williamson *et al.*, 1978; Esslemont y Kossaibati, 1997), y para Chauhan *et al.* (1993), las principales causas fueron baja producción de leche y problemas reproductivos.

Parámetros genéticos.

Las heredabilidades obtenidas para HP48, DVP, PTA y PL1 de este estudio, se presentan en el Cuadro 8.3. Los errores estándar aproximados en las heredabilidades de HP48, DVP y PTA fue menor que 0.008, y el de PL1, de 0.01.

Las heredabilidades de HP48, DVP y PTA fueron de alrededor de 0.04, incluyendo el valor de la heredabilidad de HP48 corregida a una escala normal subyacente, y se encuentra del rango de valores estimados por Hoque y Hodges, (1980), Hudson y Van Vleck (1981), Klassen *et al.* (1992), Short y Lawlor (1992), Chauhan *et al.* (1993), Jairath *et al.* (1994), VanRaden y Klaaskate, (1993) y Vollema (1998) para las mismas características, o similares a las de este trabajo.

La heredabilidad obtenida para PL1 en este estudio fue de 0.25, similar al valor estimado por Chauhan y Hayes, (1991) y Visscher y Goddard, (1995), la cual se encuentra entre 0.21 a 0.44 señalado en la literatura (Manfredi *et al.*, 1984; Van Der Werf y DeBoer, 1989; Misztal *et al.*, 1992; VanRaden *et al.*, 1993). IDEM!

En el Cuadro 8.3 se presentan las correlaciones genéticas y fenotípicas entre las características de longevidad y PL1. Todos los valores obtenidos en las correlaciones genéticas y fenotípicas entre las distintas variables estudiadas fueron positivas. Las correlaciones genéticas y fenotípicas obtenidas entre HP48 con DVP y PTA fueron altas, de 0.72 a 0.94, lo que parece indicar que al seleccionar a los animales sobre HP48, podría mejorarse indirectamente DVP y PTA.

Cuadro 8.3. Heredabilidades (sobre la diagonal principal), correlaciones genéticas (arriba de la diagonal) y fenotípicas (abajo de la diagonal) en características de longevidad y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).

	HP48	DVP	PTA	PL1
HP48	0.03 (0.05)*	0.94	0.86	0.38
DVP	0.87	0.04	0.73	0.33
PTA	0.72	0.77	0.06	0.64
PL1	0.08	0.08	0.54	0.25

HP48=habilidad de permanencia a los 48 meses de edad; DVP=duración de vida productiva a la tercera lactancia; PTA=producción de leche acumulada a la tercera lactancia.

* Entre paréntesis, heredabilidad corregida a una escala normal subyacente.

Las correlaciones genéticas estimadas en este trabajo entre las distintas características estudiadas, tendieron a ser menores que las obtenidas por otros autores entre diversas características de longevidad (Hoque y Hodges, 1980; Hudson y Van Vleck, 1981; Short y Lawlor, 1992; Chauhan *et al.*, 1993; Jairath *et al.*, 1994). Al estimar las correlaciones

genéticas entre HP48, DVP y PTA en este estudio, éstas fueron corregidas para la producción de leche de la primera lactancia para evitar sesgos debidos al desecho voluntario. Las correlaciones genéticas estimadas entre algunas características de vida productiva funcional y producción de leche, han sido menores que las no corregidas (Short y Lawlor, 1992; Strandberg y Solkner, 1996), lo que pudiera explicar los valores de las correlaciones genéticas obtenidas en este trabajo.

La correlación fenotípica estimada entre PL1 y PTA fue de 0.54, y entre PL1 con HP48 y PL1 y DVP, de 0.08. Otros autores también han estimado correlaciones fenotípicas superiores entre algunas características de longevidad (Chauhan *et al.* 1993; Vollema y Groen, 1996), respecto a las obtenidas en este trabajo.

Las heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas en las características de longevidad y PL1 estimadas en este estudio, pueden ser utilizadas para desarrollar índices de selección para varias características, evaluando su aspecto económico y poder ser implementadas en los programas de selección del ganado Holstein. Esto podría propiciar en lo futuro un mejoramiento de las características incluidas en los índices, y por lo tanto de la población de animales que se encuentren en control de producción en México. Al seleccionar por ejemplo PL1 y HP48, se puede esperar que las vacas no solo mejorarán sus promedios en ambas características, sino además se podría mejorar la duración de vida productiva y la producción total acumulada hasta la tercera lactancia, debido a las altas correlaciones genéticas y fenotípicas obtenidas con HP48 de este estudio.

CONCLUSIONES

Las heredabilidades obtenidas para la habilidad de permanencia a los 48 meses de edad, la duración de vida productiva y producción total acumulada en este estudio fueron similares a las obtenidas por otros autores en otras poblaciones de ganado lechero.

ESTA TESIS NO SALE
DE LA BIBLIOTECA

Las correlaciones genéticas y fenotípicas estimadas entre HP48, DVP y PTA fueron de moderadas a altas, por lo que HP48 puede ser utilizada como indicador temprano de longevidad en los programas de selección del ganado Holstein en México, ya que puede ser medida más tempranamente que DVP y PTA. Es de esperarse que al ser incluidas algunas de las características analizadas en este estudio como criterios de selección en los programas de mejoramiento del ganado Holstein, no solo se mejoren esas características, sino además se pueda incrementar la duración de vida productiva y la producción total acumulada hasta la tercera lactancia.

Debido a su moderada heredabilidad, a su elevado valor económico y porque ésta puede ser medida tempranamente en la vida de los animales, se debe continuar seleccionando a las vacas con altas producciones de leche en la primera lactancia. Esto podría propiciar cambios positivos en las características de longevidad, particularmente con PTA, debido a la alta correlación genética obtenida entre ellas.

REFERENCIAS

Boldman, K.G., Freeman, A.E., Harris, B.L. and Kuck, A.L., 1992. Prediction of sire transmitting abilities for herd life from transmitting abilities for linear type traits. *J. Dairy Sci.* 75: 552.

Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, D., Van Tassell, C.P. and Kachman, S.D., 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (Draft). *U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service*, p 114.

Chauhan, V.P.S. and Hayes, J.F., 1991. Genetic parameters for first lactation milk production and composition traits for Holstein using multivariate restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 74: 603-610.

Chauhan, V.P.S., Hayes, J.F. and Jairath, L.K., 1993. Genetic parameters of lifetime performance traits in Holstein cows. *J. Anim. Breed. Genet.* 110: 135-139.

Ducrocq, V. and Solkner, J., 1998. Implementation of a routine breeding value evaluation for longevity of dairy cows using survival analysis techniques. In: *Proc. of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Armidale, NSW, Vol 23: 359-362.*

- Ducrocq, V., Quaas, R.L., Pollak, E.J. and Casella, G., 1988. Length of productive life in dairy cows. 2. Variance component estimation and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 71: 3071-3079.
- Esselmont, R.J. and Kossaibati, M.A., 1997. Culling in 50 dairy herds in England. *Vet. Rec.* 140(2): 36-39.
- Henderson, C.R., 1984. Application for linear models in animal breeding. *University of Guelph Ed.*, p 423.
- Hoque, M. and Hodges, J., 1980. Genetic and phenotypic parameters of lifetime production traits in Holstein cows. *J. Dairy Sci.* 63: 1900-1910.
- Hoque, M. and Hodges, J., 1981. Lifetime production and longevity of cows related to their sires' breeding values. *J. Dairy Sci.* 64: 1598-1602.
- Hudson, G.F.S. and Van Vleck, L.D., 1981. Relationship between production and stayability in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 64: 2246-2250.
- INTERBULL, 1996. International bull evaluation service. Sire evaluation procedures for non-dairy-production and growth & beef cattle production traits practised in various countries. Proc. of the *Open Session of the Interbull Annual Meet.*, Uppsala, Sweden, Bulletin No. 13
- Jairath, L.K., Hayes, J.F. and Cue, R.I., 1994. Multitrait restricted maximum likelihood estimates of genetic and phenotypic parameters of lifetime performance traits for Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 77: 303-312.
- Jairath, L.K., Hayes, J.F. and Cue, R.I., 1995. Correlations between first lactation and lifetime performance traits of Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 78: 438-448.
- Klassen, D.J., Monardes, H.G., Jairath, L., Cue, R.I. and Hayes, J.F., 1992. Genetic correlations between lifetime production and linearized type in Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 75: 2272-2282.
- Manfredi, E.J., Everett, R.W. and Searle, S.R., 1984. Phenotypic and genetic statistics of component of milk and two measures of somatic cell concentrations. *J. Dairy Sci.* 67: 2028.
- Misztal, I., Lawlor, T.J., Short, T.H. and VanRaden, P.M., 1992. Multiple-trait estimation of variance component of yield and type traits using an animal model. *J. Dairy Sci.* 75: 544-551.

Ruíz, L.F.de J., Oltenacu, P.A. y Blake, R.W., 1994. Efecto del nivel de producción de leche sobre la duración de vida productiva en ganado Holstein de registro en México. *Téc. Pec. Méx.* 32(3): 105-112.

SAS, Institute Inc. 1995. User's guide for linear models. Cary, North Carolina. *SAS Inst. Inc.*

Short, T.H. and Lawlor, T.J., 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holstein. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.

Strandberg, E. and Solkner, J., 1996. Breeding for longevity and survival in dairy cattle. Proc. International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. *Faculte Universitaire des Sciences Agronomiques, Cembleux, Belgium, January 21-23; p* 111-119.

Van Der Werf, J.H.J. and DeBoer, W., 1989. Estimation of genetic parameters in a crossbred population of black and white dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 72: 2615.

VanRaden, P.M. and Klaaskate, E.J.H., 1993. Genetic evaluation of length of productive life including predicted longevity of live cows. *J. Dairy Sci.* 76: 2758-2764.

Visscher, P.M. and Goddard, M.E., 1995. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 78: 205.

Vollema, A.R., and Groen, A.F., 1996. Genetic parameters of longevity traits of an upgrading population of dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 79: 2261-2267.

Vollema, A.R., 1998. Selection for longevity in dairy cattle. Doctoral thesis, *Wageningen Agricultural University, The Netherlands.*

Weller, J.I. 1994. Economic aspects of animal breeding. *Chapman and Hall, London, UK.* pp 243.

Williamson, N.B., Cannon, R.M., Blood, D.C. and Morris, R.S., 1978. A health program for commercial dairy herds. 5. The occurrence of specific disease entities. *Aust. Vet. J.* 54(5): 252-256.

IX. ESTIMACION DE PARAMETROS GENETICOS PARA CARACTERISTICAS DE CONFORMACION, HABILIDAD DE PERMANENCIA A LOS 48 MESES DE EDAD Y PRODUCCION DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN EN MEXICO

INTRODUCCION

Las características de conformación, o tipo, se han utilizado en muchos programas de selección de ganado lechero como criterios de selección. Este grupo de características son parte de los criterios o índices de selección recomendados o desarrollados por las asociaciones de razas que combinan evaluaciones para mérito total (Dekkers *et al.*, 1994; INTERBULL, 1996).

La principal razón de obtener y utilizar la información de tipo como criterio de selección en un programa de mejoramiento es la identificación de vacas capaces de permanecer durante mucho tiempo en el hato, de manera que el desecho temprano por causas distintas a la producción (desecho involuntario) pueda ser disminuido (Misztal *et al.*, 1992). El interés de mejorar las características de longevidad radica en que permiten incrementar la producción de leche, al tener un mayor número de vacas maduras, y porque disminuyen el costo de los reemplazos por año (Strandberg y Solkner, 1996). De este modo, uno de los principales objetivos prácticos de los programas de clasificación es predecir valores genéticos de características de longevidad tempranamente, a partir de características de tipo (VanRaden y Klaaskate, 1993)

Algunos autores han obtenido correlaciones genéticas positivas entre habilidades de permanencia a distintas edades y profundidad de ubre (0.56), colocación de tetas delanteras (0.66), ligamento suspensorio (0.20) y puntos finales (0.41) (Van Doormaal *et al.*, 1986; Rogers *et al.*, 1989; Short y Lawlor, 1992; Vollema, 1998).

Diferentes características de conformación han sido evaluadas, pero las más comunes en muchos estudios han sido la estatura, fortaleza del lomo, profundidad del cuerpo, anchura y ángulo de cadera, ángulo de patas, inserción anterior de la ubre, altura y anchura de la ubre, colocación de tetas y puntos finales (VanRaden *et al.*, 1990; Misztal *et al.*, 1992; Short y Lawlor, 1992).

Para efectuar evaluaciones genéticas y poder desarrollar los índices de selección en donde se incluyan varias características, es necesario estimar heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas entre éstas (VanRaden y Klaaskate, 1993; Jairath *et al.*, 1995).

En 1994, la Asoc. Holstein México implementó el programa de calificación de ganado utilizando un sistema lineal en una escala continua. Recientemente Moro y Ruíz, (1999) utilizaron la información de características de conformación de esta Asociación para estimar parámetros genéticos. Sin embargo, hasta este momento no se han estimado correlaciones genéticas entre las características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses y la producción de leche de la primera lactancia. El objetivo de este estudio fue estimar heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas entre características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad y la producción de leche de la primera lactancia, para que en un futuro puedan ser incorporadas a los programas de evaluación del ganado Holstein en México.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizaron los registros de calificación de conformación de vacas Holstein generados entre 1994 y 1998 en 10 rondas, dos por año, dentro del programa de clasificación de la Asociación Holstein de México (AHM), así como los registros de producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días de ordeña.

Se estudiaron 11 características primarias de conformación: estatura (ESTAT), profundidad de cuerpo (PROFUN), punta del anca (PUNTA), anchura del anca

(ANCHA), ángulo de pezuñas (ANPEZ), aplomos (APLOM), calidad de hueso (CALHUE), inserción de ubre anterior (INSEAN), posición de tetas anteriores (POSTETAN), ligamento medio suspensorio (LMS), profundidad de ubre (PROFUB), incluyendo además puntos finales (PUFIN), haciendo un total de 12 características. Todas las características fueron evaluadas con base en una escala lineal del 1 al 9, excepto para PUFIN la cual fue de entre 60 y 100 puntos.

Para el análisis de las variables de conformación, se calculó la edad a la calificación, el tercio de lactancia y el hato-ronda de calificación. Las rondas de calificación correspondientes a 1994 fueron evaluadas por un calificador de la Asociación Holstein de Canadá, las rondas de 1995 fueron calificadas por un calificador mexicano de AHM y las rondas de 1996 a 1998 fueron evaluadas por dos calificadores mexicanos de AHM.

Sólo se utilizaron registros de vacas con más de 18 meses de edad al primer parto, información de vacas con menos de 20 meses en producción al momento de la clasificación y solamente registros de primera calificación. Se eliminaron además los registros con errores irrecuperables de información, tales como errores en fechas de nacimiento, de parto o inicio de lactancia.

Se estimaron correlaciones entre las 12 características de conformación con la producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días de ordeña (PL1) y la habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48). La elección de HP48 fue porque se obtuvieron correlaciones genéticas y fenotípicas entre HP48, duración de vida productiva a la tercera lactancia (DVP) y producción de leche acumulada a la tercera lactancia (PTA) en el capítulo VIII de este mismo documento mayores que 0.71, y HP48 se puede evaluar mas tempranamente que DVP y PTA.

Se crearon dos archivos de datos para efectuar los análisis, incluyendo cada uno las 14 variables. La razón de crear dos archivos fue para incrementar el número de animales con información de PL1 y conformación, ya que al dar el mismo tiempo de oportunidad a las

vacas para llegar a los 48 meses de edad (al calcular HP48), el número de animales se redujo considerablemente.

En el primer archivo se incluyeron las características de conformación y HP48, cuyo número de vacas fue de 3,409, y en el segundo archivo las características de conformación y PL1, con un total de 7,044 animales.

Se identificó el año de inicio y el año final que estuvo cada hato en control de producción. Para la edición del archivo que incluyó HP48, se mantuvieron a las vacas cuyo primer parto fue al menos 2 años antes del último año que estuvo el hato en control de producción.

La HP48 se definió como la habilidad de permanencia hasta a los 48 meses de edad. Para HP48 se asignó un cero cuando la vaca no llegó a los 48 meses de edad, o uno, si su edad final fue igual o mayor que 48 meses.

El número de toros, hatos e hijas promedio en las dos bases de datos utilizadas se muestran en el Cuadro 9.1:

Cuadro 9.1. Número de toros, hijas y niveles de algunos factores.

Variable	Información de HP48 con características de conformación (N=3,409)	Información de PL1 con características de conformación (N=7,044)
Número de toros	655	1073
Número de hatos	50	72
Número promedio de hijas por toro	5.2	6.6

Para representar los efectos de época e incrementar la precisión en la estimación de los parámetros, se definieron dos estaciones de primer parto: de diciembre a mayo (estación 1), y de junio a noviembre (estación 2). Se creó un efecto combinando los factores hato-año-estación de primer parto.

Se eliminaron los registros de animales que no tuvieron información de una primera lactancia, aquellos que carecían de información del número de lactancia a la que pertenecía cada registro, los hatos que tuvieron menos de 5 vacas, las vacas con lactancias cuyo código de terminación era no utilizable (lactancias iniciadas con aborto, venta, muerte, enfermedades o lesiones) y vacas con producciones por lactancia menores de 1500 kg de leche (al considerarlas lactancias anormales). Se eliminaron también las vacas que tuvieron menos de 18 meses de edad al primer parto.

El archivo de pedigrí usado para estimar los componentes de varianza de los dos archivos fue común y tuvo 11,975 registros, el cual incluyó a todos los ancestros disponibles.

Las bases de datos y el archivo de pedigrí se crearon utilizando algunos programas en lenguaje FORTRAN y el Sistema de Análisis Estadístico (SAS, 1995). La estimación de los componentes de varianza se hizo con el método de máxima verosimilitud restringida (REML) usando el procedimiento libre de derivadas con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995).

Algunos autores han señalado que la estimación de parámetros genéticos de rasgos de conformación con REML es robusta aún en datos que no se ajustan a una distribución normal o normal multivariada (Banks *et al.*, 1985; Jairath *et al.*, 1994). Adicionalmente, en otros trabajos se ha sugerido realizar una transformación logarítmica de las calificaciones lineales con el objeto de corregir o eliminar el sesgo debido a la selección, sin embargo, no se han encontrado diferencias significativas en estimaciones de parámetros genéticos usando datos sin transformar y transformados (Jairath *et al.*, 1994). En el presente trabajo no se realizó ninguna transformación en los datos.

Se utilizó un modelo animal univariado para estimar las heredabilidades de las características. Los efectos fijos fueron distintos y dependieron de la variable de respuesta analizada. A continuación se describen los 3 modelos usados, los cuales tuvieron como efecto aleatorio común el animal (Cuadro 9.2):

Cuadro 9.2. Efectos fijos incluidos en los modelos para estimar heredabilidades y correlaciones genéticas en las características analizadas.

MODELO	CARACTERISTICA	EFFECTOS FIJOS
1	Todas las de conformación	Lactancia, tercio, hato-ronda-calificador y edad a la evaluación (como covariable lineal y cuadrática)
2	Producción de leche a equivalente maduro, 305 días de la primera lactancia (PL1)	Hato-año-estación de primer parto
3	Habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48)	Hato-año-estación de primer parto y producción de leche no corregida a edad-mes de parto y 305 días de la primera lactancia como covariable

El modelo representado en notación matricial fue (Henderson, 1984):

$$y = Xb + Zu + e,$$

donde:

y = vector (nx1) de observaciones,

X = matriz de incidencia (nxp) de efectos fijos, donde se incluyó hato-año-estación y la producción de leche real de la primera lactancia,

b = vector (px1) de efectos fijos,

Z = matriz incidencia (nxq) de efectos aleatorios, donde se incluyó el animal,

u = vector (qx1) de efectos aleatorios,

e = vector (nx1) aleatorio (error).

Al efectuar los análisis, se supuso que los elementos de 'u' y 'e' se distribuyeron normalmente y que no estaban correlacionados.

Las correlaciones genéticas se obtuvieron realizando análisis bivariados entre las características, utilizando el mismo programa (MTDFREML) y el siguiente modelo:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

Donde los subíndices 1 y 2 identifican la característica a evaluar y los otros términos dentro del modelo fueron descritos anteriormente. En los análisis bivariados se respetaron los efectos fijos incluidos en los modelos univariados de cada característica.

La convergencia fue obtenida cuando el -2 logaritmo de verosimilitud (L) fue menor o igual 10^{-6} . Cuando se obtuvieron los mismos valores en al menos tres reinicios con diferentes valores, se supuso que el máximo global fue encontrado (Boldman *et al.*, 1995).

Las correlaciones fenotípicas entre todas las características se obtuvieron mediante el procedimiento PROC CORR de SAS.

Utilizando los parámetros obtenidos en este estudio y algunos del Capítulo VIII de este mismo documento (ver Cuadro 9.6 de Resultados y Discusión de este Capítulo), se estimó la respuesta a la selección usando índices para múltiples características. Los cálculos de las respuestas esperadas se realizaron con el programa MTBLUP para Microsoft Excel (Van der Werf, 2000), y los pesos relativos fueron corregidos en desviaciones estándar aditivas de los caracteres. Las características incluidas en los índices fueron HP48, PL1 y PUFIN.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los promedios obtenidos en las características analizadas en las dos bases de datos se muestran en el Cuadro 9.3, observando que los promedios de las características de conformación obtenidos a partir de los dos archivos fueron similares.

Cuadro 9.3. Promedio y desviación estándar de las variables de conformación^a, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).

Característica	Archivo para relacionar HP48 con características de conformación (N=3,409)		Archivo para relacionar PL1 con características de conformación (N=7,044)	
	Promedio	Desviación Estándar	Promedio	Desviación Estándar
ESTAT	6.87	1.27	6.86	1.23
PROFUN	6.41	1.47	6.20	1.42
PUNTA	5.26	1.10	5.22	1.22
ANCHA	6.92	1.21	6.69	1.35
ANPEZ	6.03	1.29	5.72	1.29
APLOM	5.62	1.04	5.60	1.19
CALHUE	7.23	1.23	6.65	1.47
INSEAN	5.86	1.40	5.56	1.43
POSTETAN	5.68	1.66	5.33	1.49
LMS	6.64	1.37	6.49	1.36
PROFUB	5.02	0.73	5.10	0.80
PUFIN	80.5	3.96	79.9	3.78
HP48	0.72	0.45	--	--
PL1 (kg)	--	--	9,512	2,152

^a Promedio de puntos de calificación. ESTAT=estatura; PROFUN=profundidad de cuerpo; PUNTA=punta del anca; ANCHA=anchura del anca; ANPEZ=ángulo de pezuñas; APLOM=aplomos; CALHUE=calidad de hueso; INSEAN=inserción de ubre anterior; POSTETAN=posición de tetas anteriores; LMS=ligamento medio suspensorio; PROFUB=profundidad de ubre; PUFIN=puntos finales.

Las heredabilidades estimadas en este estudio para las características de conformación, HP48 y PL1 se presentan en el Cuadro 9.4. La heredabilidad promedio de ESTAT fue ligeramente mayor que las demás características, cuyo valor fue de 0.31. Las características de PROFUN, PUNTA, INSEAN, POSTETAN y PUFIN, tuvieron heredabilidades de alrededor de 0.20, ANCHA de 0.14, APLOM de 0.11, y ANPEZ, CALHUE, LMS y PROFUB, heredabilidades menores de 0.10, con errores estándar de de 0.01 a 0.05.

Todas las heredabilidades estimadas en este trabajo fueron muy similares a las obtenidas por Moro y Ruíz (1999). Las heredabilidades obtenidas por Short y Lawlor (1992) y

Weigel *et al.* (1995) para ESTAT, la estimada por Short *et al.* (1991) para POSTETAN y la obtenida por Smothers *et al.* (1993) para PUFIN, fueron similares a las obtenidas en este trabajo. El rango de heredabilidades estimadas por VanRaden *et al.* (1990), Funk *et al.* (1991) y Misztal *et al.* (1992) para PROFUN fueron de 0.32 a 0.35, para ANCHA de 0.24 a 0.31, para APLOM de 0.10 a 0.14 y para PROFUB de 0.25 a 0.27, valores superiores a los obtenidos en este estudio.

Cuadro 9.4. Heredabilidades (h^2) en características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1) obtenidos de dos bases de datos.

CARACTERÍSTICA	h^2 EE (N=3,409) ^a	h^2 EE (N=7,044) ^b	Promedio h^2 EE
ESTAT	0.27 0.05	0.34 0.04	0.31 0.05
PROFUN	0.21 0.05	0.19 0.03	0.20 0.04
PUNTA	0.13 0.04	0.20 0.03	0.18 0.04
ANCHA	0.14 0.04	0.14 0.03	0.14 0.04
ANPEZ	0.10 0.04	0.08 0.02	0.09 0.03
APLOM	0.13 0.04	0.09 0.02	0.11 0.03
CALHUE	0.07 0.04	0.07 0.02	0.07 0.03
INSEAN	0.22 0.05	0.21 0.03	0.22 0.04
POSTETAN	0.21 0.05	0.18 0.03	0.20 0.04
LMS	0.09 0.04	0.08 0.02	0.09 0.03
PROFUB	0.04 0.03	0.08 0.02	0.06 0.03
PUFIN	0.18 0.05	0.18 0.03	0.18 0.04
HP48	0.001 0.02	--	0.001 0.02
PL1	--	0.13 0.03	0.13 0.03

ESTAT=estatura; PROFUN=profundidad de cuerpo; PUNTA=punta del anca; ANCHA=anchura del anca; ANPEZ=ángulo de pezuñas; APLOM=aplomos; CALHUE=calidad de hueso; INSEAN=inserción de ubre anterior; POSTETAN=posición de tetas anteriores; LMS=ligamento medio suspensorio; PROFUB=profundidad de ubre; PUFIN=puntos finales. EE=error estándar de la heredabilidad.

Una posible causa de las menores heredabilidades estimadas en este estudio, podría deberse a una reducida variación fenotípica en estos rasgos (Moro y Ruíz, 1999), sobre todo en PROFUB y CALHUE, donde se estimaron las heredabilidades más bajas. No

debe descartarse la posibilidad de realizar investigaciones utilizando un mayor número de registros y tendientes a ajustar un mejor modelo de análisis, de manera que se pudiera explicar de mejor forma la variación presente en la población bajo estudio, lo cual podría ser otra causa de las bajas heredabilidades estimadas.

La heredabilidad de HP48 obtenida en este trabajo fue de 0.001 y el valor estimado en el capítulo de características de longevidad y producción de leche de este mismo proyecto, la heredabilidad de HP48 fue de 0.03, que coincide con los obtenidos por Hudson y Van Vleck (1981), Dentine *et al.* (1987), VanRaden y Klaaskate (1993) y Vollema y Groen (1996).

Para PL1, la heredabilidad fue de 0.13 y en el capítulo de longevidad y producción de leche de este mismo trabajo, el valor fue de 0.25, donde se utilizó un mayor número de registros. Al igual que con otras variables, la diferencia en los estimadores es debida probablemente al error de muestreo, al diferente número de observaciones de los archivos y a los distintos años de nacimientos de los animales, de manera que la magnitud de los efectos ambientales pudo diferir. La heredabilidad de PL1 obtenida por Visscher y Goddard, (1995) y Chauhan y Hayes, (1991), es similar a 0.25 estimada en este estudio.

Las correlaciones genéticas y fenotípicas entre características de conformación, PL1 y HP48 se presentan en el Cuadro 9.5. Las correlaciones genéticas entre HP48 y ESTAT, PUNTA y ANCHA fueron cercanas a cero, entre HP48 y ANPEZ, INSEAN y LMS fueron de entre 0.16 y 0.33, las estimadas entre HP48 con PROFUN y CALHUE, las correlaciones fueron moderadas pero negativas (de -0.21 a -0.30) y entre HP48 y APLOM, POSTETAN, PROFUB y PUFIN, las correlaciones tuvieron valores de 0.40 a 0.69.

Las correlaciones genéticas estimadas en este estudio son similares a las obtenidas por otros autores entre habilidades de permanencia y algunas de conformación (Van Doormal *et al.*, 1986; Rogers *et al.* 1989; Short y Lawlor, 1992; Vollema, 1998).

Las correlaciones genéticas entre PL1 y ESTAT, PROFUN, PUNTA, APLOM, CALHUE, INSEAN, POSTETAN y PUFIN fueron de -0.17 a 0.10. La correlación genética entre PL1 y ANCHA fue de 0.26, PL1 y LMS de 0.48, PL1 y ANPEZ de -0.23 y entre PL1 y PROFUB de -0.27 (Cuadro 9.5).

Cuadro 9.5 Correlaciones genéticas y fenotípicas entre características de conformación, habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48) y producción de leche a equivalente maduro y 305 días de la primera lactancia (PL1).

Característica	Correlación Genética		Correlación Fenotípica	
	HP48 (N=4,075)	PL1 (N=7,044)	HP48 (N=4,075)	PL1 (N=7,044)
ESTAT	0.02	0.06	0.08	0.07
PROFUN	-0.30	-0.08	0.06	0.04
PUNTA	-0.03	0.10	-0.03	0.01
ANCHA	0.09	0.26	0.07	0.02
ANPEZ	0.27	-0.23	0.01	0.05
APLOM	0.69	-0.07	0.04	-0.02
CALHUE	-0.21	-0.05	0.05	0.01
INSEAN	0.16	-0.15	0.06	-0.07
POSTETAN	0.40	-0.17	0.06	0.01
LMS	0.33	0.48	0.06	0.07
PROFUB	0.52	-0.27	-0.03	-0.13
PUFIN	0.51	-0.01	0.10	0.03

ESTAT=estatura; PROFUN=profundidad de cuerpo; PUNTA=punta del anca; ANCHA=anchura del anca; ANPEZ=ángulo de pezuñas; APLOM=aplomos; CALHUE=calidad de hueso; INSEAN=inserción de ubre anterior; POSTETAN=posición de tetas anteriores; LMS=ligamento medio suspensorio; PROFUB=profundidad de ubre; PUFIN=puntos finales.

La correlación genética obtenida en este trabajo entre PL1 y ESTAT, fue igual a la estimada por Misztal *et al.* (1992). Algunas de las correlaciones genéticas estimadas en este trabajo entre PL1 con características de conformación, son congruentes (valores similares) con los resultados obtenidos en diferentes estudios. Por ejemplo, Short y Lawlor, (1992) obtuvieron una correlación genética entre PL1 y PUFIN tendiente a cero

(0.06 vs. -0.01 de este estudio), entre PL1 y PUNTA, la correlación fue de 0.13 (vs. 0.10 de este trabajo), entre PL1 e INSEAN de -0.23 (vs. -0.15 de este trabajo) y entre PL1 y PROFUB de -0.41 (vs. -0.27 de este estudio). Asimismo, Misztal *et al.* (1992), estimaron una correlación genética entre PL1 y ANCHA de 0.11, mientras que en este trabajo fue de 0.26, y Meyer *et al.* (1987) obtuvieron una correlación entre PL1 y ANPEZ de -0.12, y la obtenida aquí fue de -0.23.

Las correlaciones fenotípicas obtenidas entre las características de conformación, HP48 y PL1 de este trabajo tuvieron valores de -0.13 a 0.08, similares a las obtenidas por Short y Lawlor (1992) entre características de conformación, PL1 y habilidades de permanencia a los 54 meses de edad. La mayoría de las correlaciones genéticas entre HP48 y tipo de este trabajo fueron mayores que sus correlaciones fenotípicas, y entre PL1 y conformación, ocurrió una situación similar. Las correlaciones fenotípicas más altas se obtuvieron en entre HP48 y PUFIN (0.10), y entre PL1 y PROFUB (-0.13).

El error estándar estimado en todas las correlaciones genéticas fue mayor que 0.12, debido probablemente al error de muestreo, al reducido número de observaciones para estimar las (co)varianzas y quizá al tipo de distribución de HP48.

Los parámetros utilizados para estimar la respuesta esperada a la selección utilizando índices para PL1, PUFIN y HP48 se presentan en el Cuadro 9.6, y las respuestas se muestran en el Cuadro 9.7. Los pesos relativos se presentan como desviaciones estándar aditivas de los caracteres.

Cuadro 9.6 Parámetros utilizados en los índices para producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días ordeña (PL1), puntos finales (PUFIN) y habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48).

	Heredabilidades ¹ , correlaciones genéticas ² y fenotípicas ³		
	HP48	PL1	PUFIN
HP48	0.001	0.38	-0.01
PL1	0.08	0.25	0.51
PUFIN	0.10	0.03	0.18
σ_F	(%) 44	(kg) 1,670	(puntos) 3.3
σ_A	1.39	835	1.40

¹ Sobre la diagonal; ² arriba de la diagonal; ³ debajo de la diagonal; σ_F = desviación estándar fenotípica; intra-hato; σ_A = desviación estándar genética aditiva.

Las respuestas por generación, considerando los mayores incrementos para PL1 (kg), PUFIN (puntos) y HP48 (%), se estimaron en los índices cuyas relaciones fueron 4:1:1, 1:0:0, 3:1:1 y 2:1:1. Para PL1, la mayor respuesta fue de 747 kg utilizando la relación 1:0:0, lo cual representa un incremento del 8.8%. Para PUFIN, la mayor respuesta fue de 0.90 puntos (índice 2:1:1) y para HP48 de 0.44 % (índice 1:0:0).

Los resultados de los índices sugieren que utilizando por ejemplo un índice cuya relación fuera de 3:1:1, se pueden esperar incrementos por generación para PL1, PUFIN y HP48 de 739 kg, 0.87 puntos y 0.40%, respectivamente, en la población de vacas Holstein de México en control de producción.

Cuadro 9.7. Respuesta esperada¹ a la selección utilizando índices para producción de leche de la primera lactancia a equivalente maduro y 305 días ordeña (PL1), puntos finales (PUFIN) y habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48)³.

Índice ²	PL1 (kg)	PUFIN (puntos)	HP48 (%)
1:1:1	717	0.97	0.36
2:1:1	733	0.90	0.39
3:1:1	739	0.87	0.40
1:0:0	747	0.74	0.44
0:1:0	457	1.21	0.06
0:0:1	616	0.13	0.53
0:1:1	643	1.12	0.26
2:2:1	699	1.03	0.32
1:2:1	662	1.10	0.27
0:2:0	456	1.21	0.06
0:0:2	615	0.13	0.53
2:2:0	673	1.08	0.28
2:2:2	717	0.97	0.36
2:1:0	716	0.98	0.35
1:3:1	622	2.46	0.22
2:2:3	729	0.92	0.39
0:3:0	456	1.21	0.06
0:0:3	616	0.13	0.53
3:2:0	701	1.03	0.32
3:2:1	717	0.98	0.35
10:1:1	745	0.79	0.43
4:1:1	742	0.84	0.41

¹ Por generación; ² Relación del índice para PL1 : PUFIN : HP48; ³ Los pesos relativos se refieren a desviaciones estándar aditivas de los caracteres.

Sería conveniente efectuar evaluaciones genéticas para HP48 y estudiar la incorporación de otras características de conformación como criterios de selección en los futuros programas de mejoramiento del ganado Holstein en México, como por ejemplo PROFUB, LMS, ANPEZ y APLOM.

CONCLUSIONES

Debido a las altas correlaciones genéticas obtenidas entre HP48 con algunas características de conformación, particularmente POSTETAN, PROFUB, PUFIN y APLOM, la selección de éstas sobre vacas calificadas en primera lactación podrían ayudar a mejorar HP48.

La selección exclusiva de PL1 podría mejorar indirectamente LMS, ANCHA y en menor grado PUNTA, pero los animales podrían resultar con problemas en la ubre, particularmente con la profundidad, la posición de las tetas y la inserción anterior, deteriorando además el ángulo de las pezuñas.

Debido a su moderada heredabilidad, a su elevado valor económico y porque ésta puede ser medida tempranamente en la vida de los animales, se debe continuar seleccionando a las vacas con altas producciones de leche en la primera lactancia.

Con los resultados obtenidos en este estudio y utilizando un índice cuya relación fuera 3:1:1 para PL1, PUFIN y HP48, se puede esperar un mejoramiento de las tres características simultáneamente en la población de vacas Holstein que se encuentra en control de producción.

REFERENCIAS

Banks, B. D., Mao, I. L. and Walter, J. P., 1985. Robutness of restricted maximum likelihood estimator derived under normality as applied to data with skewed distributions. *J. Dairy Sci.* 68:1785-1792.

Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, D., Van Tassell, C.P. and Kachman, S.D., 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (Draft). *U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service*, p 114.

- Chauhan, V.P.S. and Hayes, J.F., 1991. Genetic parameters for first lactation milk production and composition traits for Holstein using multivariate restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 74: 603-610.
- Chauhan, V.P.S., Hayes, J.F. and Jairath, L.K., 1993. Genetic parameters of lifetime performance traits in Holstein cows. *J. Anim. Breed. Genet.* 110: 135-139.
- Dekkers, J.C.M., Jairath, L.K., and Lawrence, B.H. 1994. Relationship between sire genetic evaluations for conformation and functional herd life of daughters. *J. Dairy Sci.* 77: 844.
- Dentine, M.R., McDaniel, B.T. and Norman, H.D., 1987. Evaluation of sires for traits associated with herd life of grade and registered Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 70: 2616-2622.
- Diers, H., 1993. European and world-wide harmonisation of linear type classification. Definition of traits and estimation of breeding values. Proc. of the *Open Session of the Interbull Annual Meeting*, Aarhus, Denmark, August 19-20. Bulletin number 8, p 1-6.
- Funk, D.C., Hansen, L.B. and Funk, D.A., 1991. Inheritance of cow durability for linear type traits. *J. Dairy Sci.* 74: 1753-1759.
- Henderson, C.R., 1984. Application for linear models in animal breeding. *University of Guelph Ed.*, p 423.
- Hudson, G.F.S. and Van Vleck, L.D., 1981. Relationship between production and stayability in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 64: 2246-2250.
- INTERBULL, 1996. International bull evaluation service. Sire evaluation procedures for non-dairy-production and growth & beef cattle production traits practised in various countries. *International Bull Evaluation Service*. Uppsala, Sweden, Bulletin No. 13
- Jairath, L.K., Hayes, J.F. and Cue, R.I., 1994. Multitrait restricted maximum likelihood estimates of genetic and phenotypic parameters of lifetime performance traits for Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 77: 303-312.
- Jairath, L.K., Hayes, J.F. and Cue, R.I., 1995. Correlations between first lactation and lifetime performance traits of Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 78: 438-448.
- Klassen, D.J., Monardes, H.G., Jairath, L., Cue, R.I. and Hayes, J.F., 1992. Genetic correlations between lifetime production and linearized type in Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 75: 2272-2282.
- Meyer, K., Brotherstone, S., Hill, W.G. and Edwards, M.R., 1987. Inheritance of linear type traits in dairy cattle and correlations with milk production. *Anim. Prod.* 44: 1-10.

- Misztal, I., Lawlor, T.J., Short, T.H. and VanRaden, P.M., 1992. Multiple-trait estimation of variance component of yield and type traits using an animal model. *J. Dairy Sci.* 75: 544-551.
- Moro, M.J. y Ruíz, L.F. 1999. Estimación de parámetros genéticos para características de conformación en bovinos Holstein en México. *Téc. Pec. Méx.* 37(1): 41-53.
- Rogers, G.W. and McDaniel, B.T., 1989. The usefulness of selection for yield and functional type traits. *J. Dairy Sci.* 72: 187-193.
- SAS, Institute Inc. 1995. User's guide for linear models. Cary, North Carolina. *SAS Inst. Inc.*
- Short, T.H., Lawlor, T.J. and Lee., K.L., 1991. Genetic parameters for three experimental linear type traits. *J. Dairy Sci.* 74: 2020-2025.
- Short, T.H. and Lawlor, T.J., 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holstein. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.
- Smothers, C.D., Pearson, R.E., Hoeschele, I. and Funk, D.A., 1993. Herd final scores and its relationship to genetic and environmental parameters of conformation traits of United States Holsteins. *J. Dairy Sci.* 76: 1671-1677.
- Strandberg, E. and Solkner, J., 1996. Breeding for longevity and survival in dairy cattle. Proc. International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. *Faculte Universitaire des Sciences Agronomiques, Cembleux, Belgium, January 21-23; p 111-119.*
- Van der Werf, J. H. J. 2000. MTBLUP [online]. Excel program for Selection Index. Available in the Web: <http://www-personal.une.edu.au/~jvanderw/software.htm>
- Van Doormaal, B.J., Burnside, E.B. and Schaeffer, L.R., 1986. An analysis of the relationship among stayability, production, and type in Canadian milk-recording schemes. *J. Dairy Sci.* 69: 510.
- VanRaden, P.M., Jensen, E.L., Lawlor, T.J. and Funk, D.A., 1990. Prediction of transmitting abilities for Holstein type traits. *J. Dairy Sci.* 73: 191-197.
- VanRaden, P.M. and Klaaskate, E.J.H., 1993. Genetic evaluation of length of productive life including predicted longevity of live cows. *J. Dairy Sci.* 76: 2758-2764.
- Visscher, P.M. and Goddard, M.E., 1995. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 78: 205.
- Vollema, A.R., and Groen, A.F., 1996. Genetic parameters of longevity traits of an upgrading population of dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 79: 2261-2267.

Vollema, A.R., 1998. Selection for longevity in dairy cattle. Doctoral thesis, *Wageningen Agricultural University*, The Netherlands.

Weigel, D.J., Cassell, B.G., Hoeschele, I. and Pearson, R.E., 1995. Multiple-trait prediction of transmitting abilities for herd life and estimation of economic weights using relative net income adjusted for opportunity cost. *J. Dairy Sci.* 78: 639-647.

X. DISCUSION GENERAL

Para efectuar las evaluaciones genéticas de toros y vacas para producción de leche, utilizando el mejor predictor lineal insesgado, los registros usualmente se corrigen para algunos efectos ambientales, por ejemplo para la edad y época de parto. Este tipo de ajustes, permite reducir el error en la comparación de animales e incrementar la precisión al predecir valores genéticos. Si los factores de ajuste son incorrectos, los valores genéticos predichos pueden ser sesgados (Miller *et al.*, 1970).

Al efectuar las evaluaciones genéticas del ganado Holstein en México, actualmente se utilizan los factores de ajuste edad-época de parto obtenidos desde 1975 por McDowell *et al.* (1975). La evolución de los sistemas de alimentación y manejo en los hatos y el incremento de la producción de leche en el ganado a través del tiempo, pueden modificar los factores de ajuste. Los valores genéticos predichos del ganado Holstein en México pueden estar sesgados, debido al uso de factores de corrección edad-época de parto obsoletos. Las principales diferencias entre los factores actuales y los estimados en este trabajo se dieron en vacas jóvenes, por lo que las comparaciones entre evaluaciones de vacas obtenidas con registros de diferente edad podrían estar sesgadas. Otro sesgo podría presentarse en toros jóvenes evaluados en México, debido a que la información utilizada en su evaluación corresponde principalmente a primeras lactancias.

En las conclusiones del Capítulo 7 (evaluación genética), se sugiere estudiar la inclusión de otros efectos en el modelo de evaluación utilizado actualmente, haciendo referencia a incluir segundas y posteriores lactancias, el efecto de ambiente permanente y el origen del semental, con el objeto de incrementar la precisión al obtener los valores genéticos predichos. Sin embargo, otros factores pueden ser estudiados como términos del modelo, por ejemplo la región, edad, número de parto y período de tiempo y combinaciones entre ellos, ya que Miglior *et al.* (1995) obtuvieron en sus resultados un efecto significativo en la combinación región-período-edad-número de parto sobre la producción de leche sobre el tiempo. En los periodos anteriores a 1975, los mismos autores observaron que los valores

genéticos predichos de animales jóvenes eran subestimados y que los valores genéticos de animales viejos eran sobreestimados, mientras que en los periodos más recientes que 1985, los animales jóvenes eran sobreestimados y los viejos, subestimados. También encontraron diferencias significativas entre segunda, tercera y posteriores lactancias a través del tiempo, diferencias entre regiones y diferencias entre clases de edades-número de parto. En ese estudio, los autores concluyeron que el efecto de región-período-edad-número de parto se debería incluir en el modelo de evaluación genética en Canadá. En México, es probable que ocurra una situación similar a la de Canadá respecto a la sobre o subestimación de valores genéticos predichos, al no considerar en el modelo los efectos de región, período y número de parto, lo que sugiere realizar estudios para evaluar la inclusión, o no, de estos factores en el modelo de evaluación genética de México. Sin embargo, este tipo de combinaciones de factores suelen generar un número considerable de subclases, lo que podría resultar un problema con los archivos que se tiene disponibles en México. Si bien se podría incrementar la precisión en los valores predichos al incluir estos factores en el modelo de evaluación, se debe considerar la posibilidad obtener subclases con un reducido número de observaciones.

En este estudio se encontró una heterogeneidad de varianzas genéticas aditivas y residuales clasificando los registros de producción de leche por región, período de tiempo, región-período y clasificando los hatos-años de acuerdo a su nivel de desviación estándar, en bajo, medio y alto (Capítulos 5 y 6). Sin embargo, la heterogeneidad de varianzas fue distinta de acuerdo al criterio de clasificación utilizado, incluso obteniendo valores de heredabilidad similares. Por ejemplo, en los análisis por región y utilizando información de primeras lactancias, las principales diferencias se encontraron para la varianza genética aditiva, con heredabilidades de 0.24, 0.25 y 0.21, para el Norte, Centro y Sur, respectivamente, mientras que al clasificar los hatos-años por nivel de desviación estándar, las diferencias más importantes fueron en la varianza residual, cuyos valores de heredabilidad fueron de 0.23, 0.21 y 0.24, respectivamente.

La heterogeneidad de varianzas puede ser un producto de un sistema desbalanceado de pruebas de progenie, en donde por falta de una adecuada planeación, la distribución del

semen en hatos de alta y baja variabilidad no se hace de igual manera (Ibáñez *et al.*, 1999). La falta de planeación y la inadecuada distribución de semen, es probable que se presenten en México y un sesgo puede aparecer en los valores genéticos predichos de toros con un gran número de hijas que se encuentran distribuidas en hatos con alta variabilidad solamente (Ibáñez *et al.*, 1993), situación que probablemente exista también en México.

El ganado Holstein de México ha tenido una fuerte influencia de la población Holstein de los Estados Unidos y de Canadá, debido a la introducción de genes procedentes de estos países a través de semen, embriones y animales. Las heredabilidades estimadas en este estudio para la producción de leche (Capítulo 5), fueron diferentes a través de periodos de tiempo, lo que indica que cambios en la estructura genética de la población, es decir la introducción, fijación, combinación y pérdida de genes a través del tiempo, pudo afectar el valor de los parámetros.

Las consecuencias de ignorar la heterogeneidad de varianzas son diversas, y una de ellas es la inducción de sesgo al obtener valores genéticos predichos. Por ejemplo, analizando registros de ganado lechero de Holanda, Van Der Werf *et al.* (1994) corrigieron la heterogeneidad de varianzas y sus resultados mostraron una reducción en el sesgo de las evaluaciones y un incremento en la precisión de los valores genéticos predichos, comparado a los valores predichos de los animales que fueron evaluados sin corregir las diferencias en las varianzas. Similar al estudio anterior, Ibáñez *et al.* (1993) efectuaron una estandarización de los registros de producción para reducir diferencias en las varianzas. Al efectuar la evaluación genética con los registros estandarizados, los autores observaron alrededor de un 20% de cambios en el ordenamiento de las 1000 mejores vacas, y un 9% de toros no aparecieron en la lista de los 100 mejores sementales, después de la estandarización.

Otra consecuencia de la heterogeneidad de varianzas puede ser una disminución de la respuesta a la selección. Simulando datos en ganado lechero bajo selección, Meuwissen y Van der Werf (1992) investigaron la pérdida en la respuesta a la selección cuando la varianza heterogénea entre hatos fue ignorada en la evaluación genética. Los datos fueron

simulados manteniendo las heredabilidades constantes entre hatos. Los valores genéticos fueron predichos utilizando un modelo animal. Tanto en esquemas de núcleos abiertos como en pruebas de pro genie, la pérdida en la respuesta no fue tan grande cuando las varianzas fueron supuestas heterogéneas, que cuando se supuso homogeneidad de varianzas. Resultados similares fueron obtenidos por Garrick y Van Vleck, (1987).

Los estudios efectuados con el objeto de reducir las diferencias en las varianzas son diversos. La metodología del mejor predictor lineal insesgado toma en cuenta la heterogeneidad de varianzas, si la estructura de las (co)varianzas es conocida (Gianola, 1986). Desafortunadamente, la estructura es usualmente desconocida. Suponiendo que la heterogeneidad de varianzas se deriva de diferentes condiciones ambientales y distintas prácticas en los grupos de contemporáneas (GC), definidos como hato, hato-año o hato-año-estación, la estimación de componentes de varianza dentro de hato o hato-año-estación, podría ser una buena alternativa, pero probablemente los estimadores serían imprecisos, debido a la pequeña cantidad de registros por subclase que se utilizarían y el tiempo de procesamiento de los datos sería muy tardado (Ibáñez *et al.*, 1999). Por las razones antes expuestas, se recomienda estimar parámetros utilizando ese tipo de clasificaciones solamente cuando existe un adecuado número de observaciones por subclase.

El procedimiento usado en los Estados Unidos (Wiggans y VanRaden, 1991) para corregir la heterogeneidad, se efectúa estandarizando los registros de producción de leche para diferentes varianzas genéticas y residuales a través de hatos y sobre el tiempo, basado en las varianzas fenotípicas para cada hato-año-grupo de parto. Esta metodología provocó pocos cambios en los procedimientos para efectuar las evaluaciones genéticas, los cuales incrementaron la precisión de la evaluación. El ajuste para la heterogeneidad de varianzas redujo además la aparente desventaja de las vacas que se encontraban en hatos con baja variabilidad y baja heredabilidad.

Van Der Werf *et al.* (1994) concluyen que probablemente los diferentes métodos de corrección de heterogeneidad de varianzas no remedia en su totalidad el sesgo en la

predicción de valores genéticos, aunque con el procedimiento desarrollado por los mismos autores, el sesgo en los valores genéticos predichos se redujo en alrededor del 19%.

Debido a las distintas consecuencias que tiene el ignorar la heterogeneidad de varianzas y por los resultados observados en los diversos estudios mencionados anteriormente, es necesario realizar investigaciones en México con objeto de reducir las diferencias entre las varianzas genéticas aditivas y residuales para producción de leche. Es probable que el procedimiento más adecuado pudiera ser por una parte, el estudio de la inclusión de los efectos de región, período de tiempo, edad y número de parto, o combinaciones de algunos de ellos, lo que pudiera incrementar parcialmente la precisión de los valores genéticos predichos. Por otra parte, el uso de un modelo estructural sobre las varianzas puede corregir las diferencias en las varianzas genéticas, considerando que esta metodología ha sido aplicada a poblaciones comerciales (DeStefano, 1994; Ibáñez *et al.* 1999).

En el Capítulo 6 de este estudio, se confirmó la presencia de una interacción genotipo por ambiente (IGA) para la producción de leche, causada por la falta de una correlación genética entre el desempeño de las vacas de las regiones Norte y Sur de México. Sin embargo, las implicaciones de IGA cuando se seleccionan varias características simultáneamente en el ganado lechero, son difíciles de evaluar (Montaldo, 2000). Esta situación obliga a realizar investigaciones futuras de IGA sobre la productividad total del ganado, incluyendo aquellas características de importancia económica de conformación y longevidad (Montaldo, 2000), cuando éstas se incluyan en los programas de selección. Los estudios se deben orientar además a la conveniencia de predecir valores genéticos basados en un reducido número de observaciones clasificando subgrupos, o basados en grupos con muchas observaciones pero con varianzas heterogéneas.

La confiabilidad promedio obtenida en los animales evaluados (Capítulo 7) en este estudio fue baja, debido, entre otros factores, a un reducido número de hijas, a un reducido número de hatos donde éstas se encuentran y quizá a una falta de conexión entre hatos. En México,

es conveniente diseñar pruebas de progenie eficientes, de manera que estén involucradas las distintas entidades oficiales y privadas que tienen relación con la industria lechera del país. El desarrollo de pruebas de progenie bien planeadas y eficientes en México, traería como consecuencia una mejor organización para la distribución del semen de toros jóvenes, lo que propiciaría una mayor cantidad de hijas para evaluar a esos sementales y una consecuente conexión de hatos más adecuada, un probable incremento de la confiabilidad de los valores genéticos de los animales y el desarrollo de la industria del mejoramiento genético del ganado lechero.

La organización, planeación y desarrollo de pruebas de progenie en varios países del mundo, es una tarea cotidiana dentro de los programas de mejoramiento del ganado lechero. Por ejemplo en Holanda (Vollema, 1998), al cumplir los toros una de edad de 15 meses, el semen es distribuido por todo el país durante solo dos semanas y sus primeras hijas nacen cuando el toro tiene alrededor de 2 años de edad. Suponiendo que la edad al primer parto es de 24 meses y una duración de lactancia de alrededor de 12 meses, la información está disponible para evaluar al semental alrededor de los 5 años de edad. El porcentaje de desecho en primeras lactancias en Holanda es de alrededor del 30% y en promedio cada toro se evalúa con la información de 110 hijas para características de producción, 60 clasificaciones de tipo y 33 hijas para algunas características de longevidad realizada. Después de efectuar la evaluación genética, es en ese momento cuando se decide si el toro se desecha o continúa en prueba. Este tipo de organización y procedimientos para efectuar las pruebas de toros, y otros de distintas partes del mundo, pueden ser tomados como ejemplo para organizar y desarrollar un sistema eficiente de pruebas de progenie.

En la Asociación Holstein México se tiene información sobre los niveles de producción de leche, y probablemente de sus componentes, de ganado Holstein no registrado. Diversos estudios han utilizado la información de ganado grade para estimar factores de corrección para características de producción (Duraes y Keown, 1991) y parámetros genéticos en características producción, tipo y longevidad (Harris *et al.*, 1992; Short y Lawlor, 1992). Si la Asociación Holstein México cuenta con información de paternidades de animales grade, los registros podrían ser incluidos para estimar parámetros genéticos. Por otro lado, la

Asociación Holstein México debería promover que todos los animales que se encuentren en control de producción, tengan a su padre y madre identificados de manera precisa. Estas dos acciones podrían incrementar parcialmente la precisión al estimar parámetros genéticos y la de los valores genéticos predichos.

En la práctica, las características de conformación han sido utilizadas durante varias décadas en algunos países, como los Estados Unidos y Canadá, como un criterio de selección indirecto para mejorar la duración de la vida productiva, porque éstas son registradas en la primera lactación, porque la mayoría tienen heredabilidades más altas que las características de longevidad y porque algunas guardan correlaciones genéticas altas con características de vida productiva (Jairath *et al.*, 1998). La evaluación genética para características de conformación tiene relativamente poco tiempo de haberse implementado en México y la selección que se ha hecho para mejorar éstas características no ha sido planeada, lo que obliga a desarrollar estudios para su incorporación a los programas de selección.

La falta de planeación y dirección sobre los rasgos de tipo en la población de ganado Holstein en control de producción en México, han provocado una tendencia sin rumbo y una consecuente pérdida de tiempo en el progreso genético de éstas características y un nulo progreso genético, o en su caso, un lento progreso en ellas. Los índices de selección pueden ser una herramienta importante para el mejoramiento del tipo, además de la producción de leche y algunas características de longevidad, lo que obliga realizar investigaciones profundas en este sentido a corto plazo.

Las correlaciones genéticas estimadas entre la duración de vida productiva (DVP), la habilidad de permanencia a los 48 meses (HP48) y producción de leche acumulada a la tercera lactancia (PTA) en el Capítulo 8 de este estudio, fueron mayores que 0.72. HP48 tuvo correlaciones genéticas de moderadas a altas (entre 0.27 y 0.69) con patas traseras vistas de lado, profundidad de ubre, puntos finales, posición de tetas anteriores y ángulo de pezuñas, obtenidas en el Capítulo 9 de este trabajo. Estos resultados sugieren que HP48 podría ser incorporada a los programas de selección del ganado Holstein en

México, considerando además que HP48 puede ser medida más tempranamente que DVP y PTA.

Los programas de selección del ganado Holstein en México deberían incluir, además de la producción de leche, la selección de características de conformación y longevidad. La selección para algunas características de tipo en el ganado Holstein en México, en adición a producción, podrían disminuir el desecho involuntario e incrementar los días de vida productiva en el ganado, con una consecuente disminución de costos y un incremento en el potencial productivo (Short y Lawlor, 1992).

Uno de los problemas para seleccionar la duración de vida en el hato, es el tiempo requerido para que las vacas tengan la información completa, además de su baja heredabilidad (Strandberg y Solkner, 1996). Entonces, la evaluación de los animales puede ser basada sobre la información que está disponible tempranamente en la vida del animal (Jairath, 1998), por ejemplo las características de conformación. Otra alternativa puede ser la identificación y mejoramiento de aquellas características de longevidad evaluadas tempranamente, que tengan correlaciones altas con otras características de longevidad que requieren de mayor tiempo para su evaluación, y correlacionadas con producción y algunos rasgos de conformación (Strandberg y Solkner, 1996).

Al realizar clasificaciones de conformación en el país y evaluaciones genéticas para estos rasgos y de acuerdo a los resultados obtenidos en este trabajo, algunas características de la ubre y patas, en particular posición de tetas anteriores, profundidad de ubre y aplomos, y puntos finales, podrían ser utilizadas como criterios de selección, además de HP48, lo que podría contribuir al incremento en la duración de vida productiva, la reducción de los costos y el incremento de la producción total de leche en las vacas.

Respecto a las características de longevidad estudiadas en el ganado lechero, Ducrocq *et al.* (1988) definieron la vida productiva de dos maneras: 1) vida productiva (o vida hato) verdadera, que es la vida productiva o longevidad total y que está relacionada con la productividad del animal, y 2) vida productiva funcional, que depende de la habilidad de la vaca para evitar el desecho por razones involuntarias, tal como esterilidad o algunas enfermedades. Para evitar sesgos debidos al desecho voluntario en la estimación de parámetros genéticos en características de vida productiva funcional, éstas han sido corregidas usualmente para la producción de leche de la primera lactancia, incluyendo en el modelo de análisis la producción de la primera lactancia (Short y Lawlor, 1992; Vollema y Groen, 1996), procedimiento utilizado en los Capítulos 8 y 9 de este estudio.

A pesar de que las enfermedades, lesiones y problemas reproductivos son causas de desecho más importantes que baja producción en el ganado Holstein en México, es conveniente efectuar la corrección de la duración de vida productiva (DVP) por producción de leche, ya que se remueve el efecto del desecho por producción sobre DVP (Jairath *et al.*, 1998).

Las correlaciones genéticas estimadas entre la producción de leche de la primera lactancia y características de vida productiva funcional, han sido menores que las no corregidas para producción (Strandberg y Solkner, 1996), y para los programas de mejoramiento, sería más relevante la evaluación genética para vida productiva funcional, porque proporciona nueva información que complementa la evaluación para las características de producción (Vukasinovic *et al.*, 1997), como es el caso de Canadá (Jairath, 1998). Este punto debería ser considerado al momento de planear la inclusión de algunas características de longevidad en los programas de selección del ganado Holstein en México.

Uno de los usos prácticos que tiene la estimación de heredabilidades y correlaciones genéticas y fenotípicas en los programas de mejoramiento del ganado lechero, es el desarrollo de índices de selección para varias características, donde se pretende mejorar

simultáneamente aquellas características que resultan de importancia económica. Por ejemplo, en los Estados Unidos se han obtenido importantes avances durante las últimas décadas en el mejoramiento de la producción y riqueza de la leche, algunas características de conformación y en el tiempo de permanencia de los animales en el hato productivo, a través del uso de índices de selección (Weigel *et al.* 1995; Wiggans, 2000).

En el Capítulo 9 de este trabajo se estimó la respuesta correlacionada para tres características, PL1, PUFIN y HP48, utilizando índices de selección para múltiples características. Los resultados de los índices obtenidos en este estudio mostraron que un índice cuya relación fuera de 3:1:1, se pueden esperar incrementos importantes por generación para PL1, PUFIN y HP48 de 739 kg, 0.87 puntos y 0.40%, respectivamente. A modo de comparación, Shor y Lawlor, (1992) estudiaron la respuesta esperada a la selección usando índices para múltiples características en ganado Holstein, donde incluyeron la producción de leche (PL), calificación final (CF), profundidad de ubre (PU) y vida hato funcional (duración de vida corregida para la producción de leche) (VHF). El peso relativo que resultó mas deseable en la relación leche: tipo fue de 2:1 respectivamente, ya que las respuestas para PL, CF, PU y VHF fueron de 91 kg/año, 0.19 puntos/año, -0.01 puntos/año y 0.43 días/año, respectivamente.

Sin embargo, las investigaciones para utilizar índices para múltiples características incluye: 1) la determinación de las características de importancia económica, 2) cómo se relacionan sus varianzas y heredabilidades con la producción de leche en diferentes ambientes, y 3) el desarrollo de métodos para estimar el valor económico para varias características y combinar la información genética para la evaluación de los animales, utilizando índices de selección (Stanton *et al.*, 1991). Los resultados de este trabajo permiten profundizar con investigaciones relacionadas a los incisos arriba mencionados, con la intención de elegir aquellas características de importancia económica en México, y en un futuro puedan ser incorporadas como criterios de selección en los programas de selección del ganado Holstein del país, utilizando índices de selección.

Algunas de las características que deberían ser evaluadas para incluirlas como criterios podrían ser PROFUB, POSTETAN, LMS, ANPEZ y APLOM, por las moderadas correlaciones genéticas estimadas en este trabajo con PL1 y HP48. Es conveniente, además, estimar parámetros genéticos y fenotípicos para algunos componentes de la leche, en particular grasa y proteína por el interés económico que éstas representan, para que en un futuro se pudieran efectuar evaluaciones genéticas de éstas, incluyendo además HP48. Al incluir HP48 como criterio, es de esperarse un mejoramiento de la duración de vida productiva y la producción total acumulada a la tercera lactancia, debido a las altas correlaciones obtenidas entre las tres características.

Con la intención de seguir la tendencia de algunos países que van a la vanguardia en el mejoramiento genético del ganado lechero en el mundo, como Estados Unidos, Canadá y Holanda, y para desarrollar la industria del mejoramiento genético del ganado lechero en México, es necesario realizar evaluaciones genéticas para características de producción, considerando leche, grasa y proteína, conformación y longevidad, entre otras posibles a evaluar, utilizando como herramienta los índices de selección.

Debido a la asociación negativa encontrada entre PL1 y profundidad de la ubre, ángulo de pezuñas, inserción anterior de la ubre y posición de tetas anteriores, es necesario incorporar otras características como criterios de selección en los programas de mejoramiento del ganado Holstein de registro en México. Algunas de las características que podrían ser incluidas, son aquellas relacionadas a sistema mamario, patas y pezuñas, PUFIN y HP48. Se sugiere continuar la selección sobre producción de leche.

REFERENCIAS

De Stefano, A.L., 1994. Identifying, quantifying sources of heterogeneous residual and sires variances in dairy production data. Oh. D. Thesis. Cornell University, Ithaca, N.Y. (citado por Ibáñez y col., 1999).

Ducrocq, V., Quaas, R.L., Pollak, E.J. and Casella, G., 1988. Length of productive life in dairy cows. 2. Variance component estimation and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 71: 3071-3079.

- Duraes MC, Keown JF. Age-month factors-mature equivalent factors for three yield traits for non-registered and registered cattle. *Rev Brasil Genet* 1991; 14(3):713-728.
- Garrick, D.J. and Van Vleck, D., 1987. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. *J. Anim. Sci.* 65: 409-421.
- Gianola, D. 1986. On selection criteria and estimation of parameters when the variance is heterogeneous. *Theor. Appl. Genet.* 72: 671.
- Harris, B.L., Freeman, A.E., and Metzger, E., 1992. Genetic and phenotypic parameters for type and production in Guernsey dairy cows. *J. Dairy Sci.* 75: 1147-1153.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M.J., and Alenda, R. 1993. A study on heterogeneity of variances adjustment in genetic evaluations in Spain. Proc. Of the *Open Session of the Interbull Annual Meet.* Aarhus, Denmark, August 19-20, pp 1-6.
- Ibáñez, M. A., Carabaño, M. J., Alenda, R. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein-Friesian population and impact on genetic evaluation. *Liv. Prod. Sci.* 59: 33-49.
- Jairath, L., Dekkers, J.C.M., Schaeffer, L.R., Liu, Z., Burnside, E.B., and Kolstad, B. 1998. Genetic evaluation for herd life in Canada. *J. Dairy Sci.* 81: 550-562.
- McDowell RE, Cameons JK, Louis DG, Cabello E, Christensen E. Factors for standarizing lactation records made by Holstein-Frisian in México for age and month of calving. *Cornell University, Ithaca, N.Y., [mimeo 2-75]* 1975:1-15.
- Meuwiseen, T.H. and Van der Werf, J.H..J., 1992. Impact of heterogeneous within herd variances on dairy cattle breeding schemes. *Liv. Prod. Sci.* 29: 547-554.
- Miglior, F., Jansen, G., and Schaeffer, L.R., 1995. Inclusion of time-region-age-parity effect in the Canadian genetic evaluation for production traits. Procc. of the *Open Session of the Interbull Annual Meet.* Prague, Czech Republic, September 7-8, pp 1-8.
- Miller, P.D., Lentz, W.E., and Henderson, C.R. 1970. Joint influence of month and age of calving on milk yield of Holstein cows in the northeastern United States. *J. Dairy Sci.* 53: 351-357.
- Montaldo, V.H. 2000. Genotype by environment interactions in livestock breeding programs: a review. *Genetics and Molecular Biol.* (in press).
- Short, T.H. and Lawlor, T., 1992. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holstein. *J. Dairy Sci.* 75: 1987-1998.

- Stanton, T.L., Blake, R.W., Quaas, R.L., Van Vleck, D. and Carabaño, M.J., 1991. Genotype by environment interaction for Holstein milk yield in Colombia, Mexico, and Puerto Rico. *J. Dairy Sci.* 74: 1700-1714.
- Strandberg, E. and Solkner, J., 1996. Breeding for longevity and survival in dairy cattle. Proc. International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. *Faculte Universitaire des Sciences Agronomiques, Cembleux, Belgium, January 21-23*; p 111-119.
- Van Der Werf, J.H.J., Meuwissen, T.H.E. and De Jong G., 1994. Effects of correction for heterogeneity of variance on bias and accuracy of breeding value estimation for Dutch dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 77: 3174-3184.
- Vollema, A.R., and Groen, A.F., 1996. Genetic parameters of longevity traits of an upgrading population of dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 79: 2261-2267.
- Vollema, A.R., 1998. Selection for longevity in dairy cattle. Doctoral thesis, *Wageningen Agricultural University, The Netherlands.*
- Vukasinovic, N., Moll, J. and Kunzi, N., 1997. Analysis of productive life in Swiss Brown cattle. *J. Dairy Sci.* 80: 2372-2579.
- Wiggans, G.R. and VanRaden, P.M., 1991. Method and effect of adjustment for heterogeneous variance. *J. Dairy Sci.* 74: 4350-4357.
- Wiggans, G.R. 2000. Genetic evaluation system in the United States. <http://www.aipl.arsusda.gov>.
- Weigel, D.J., Cassell, B.G., Hoeschele, I. and Pearson, R.E., 1995. Multiple-trait prediction of transmitting abilities for herd life and estimation of economic weights using relative net income adjusted for opportunity cost. *J. Dairy Sci.* 78: 639-647.

XI. CONCLUSIONES GENERALES

Se considera adecuado que los factores de corrección estimados en este estudio sean utilizados en lo futuro en las evaluaciones genéticas para la producción de leche del ganado Holstein, debido a que pueden ser más precisos que los utilizados actualmente ya que en su estimación se utilizó un modelo animal, con una mayor cantidad de datos cubriendo un período de tiempo más amplio y usando componentes de varianza estimados para cada región.

Al estimar las varianzas genéticas aditivas y residuales para la producción de leche utilizando información de primeras y posteriores lactancias, estas varianzas fueron heterogéneas a través de región, período, región-período y clasificando los hatos-años por nivel de desviación estándar. La heterogeneidad de varianzas fue distinta de acuerdo al criterio de clasificación utilizado. En los análisis por región y utilizando información de primeras lactancias, las principales diferencias se encontraron para la varianza genética aditiva, mientras que al clasificar los hatos-años por nivel de desviación estándar, las diferencias más importantes fueron en la varianza residual. A pesar de las diferencias encontradas en las varianzas de ambos estudios, las heredabilidades fueron similares. Las varianzas genética aditiva y residual fueron mayores en la región Norte y durante el período 1991-1997, respecto a otras regiones y periodos, en los análisis de todas las lactancias. En primeras lactancias, las varianzas genética aditiva y residual también fueron mayores en la región Norte y durante el período 1991-1997.

La correlación genética obtenida para la producción de leche entre regiones, fue significativamente menor que 1 para el análisis de las regiones Norte y Sur. Estos resultados sugieren la necesidad de efectuar estudios para disminuir las diferencias en las varianzas, con el objeto de reducir el sesgo e incrementar la precisión al obtener los valores genéticos predichos, incrementando de esta manera la respuesta a la selección.

Al predecir los valores genéticos para producción de leche en este estudio, se establecieron las bases para un sistema de evaluación del ganado Holstein en México

confiable, y con el modelo utilizado para predecir los valores genéticos, se logró una evaluación genética consistente.

Las correlaciones genéticas y fenotípicas estimadas entre la habilidad de permanencia a los 48 meses de edad (HP48), la duración de vida productiva a la tercera lactancia (DVP) y la producción de leche acumulada a la tercera lactancia (PTA) fueron altas, por lo que HP48 puede ser utilizada como indicador temprano de longevidad en los programas de selección del ganado Holstein en México.

La selección de vacas por puntos finales (PUFIN), patas traseras vistas de lado (APLOMOS), posición de tetas anteriores (POSTETAN) y profundidad de ubre (PROFUB), podrían ayudar a mejorar HP48 debido a las altas correlaciones genéticas obtenidas entre este grupo de características.

Debido a su moderada heredabilidad, a su elevado valor económico y porque ésta puede ser medida tempranamente en la vida de los animales, se debe continuar seleccionando a las vacas con altas producciones de leche en la primera lactancia. Esto podría propiciar cambios positivos en las características de longevidad, particularmente con PTA, debido a la alta correlación genética obtenida entre ellas.

La selección exclusiva de PL1 puede resultar en una alta respuesta a la selección para la producción de leche y podría mejorar indirectamente ligamento medio suspensorio, anchura de cadera y en menor grado punta del anca, pero los animales podrían resultar con problemas en el ángulo de las pezuñas y en la ubre, particularmente con la profundidad, la posición de las tetas y la inserción anterior. El deterioro de estos rasgos de tipo, podrían perjudicar además HP48.

Las respuestas por generación, considerando los mayores incrementos para PL1 (kg), PUFIN (puntos) y HP48 (%), se estimaron en los índices cuyas relaciones fueron 4:1:1, 1:0:0, 3:1:1 y 2:1:1. Para PL1, la mayor respuesta fue de 747 kg utilizando la relación 1:0:0, lo cual representa un incremento del 8.8%. Para PUFIN, la mayor respuesta fue de 0.90 puntos o 4.1% de la media de la población (relación 2:1:1) y para HP48 de 0.44 % o alrededor del 1% de la media por generación (relación 1:0:0).