

## ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS GENÉTICOS EN UN HATO DE GANADO HOLSTEIN ESTABULADO EN CLIMA SUBTROPICAL Am(C) <sup>1</sup>

M.V.Z. HILDA CASTRO GÁMEZ <sup>2</sup>

M.V.Z. HERIBERTO ROMÁN PONCE <sup>3</sup>

M.V.Z., M.S., Ph. D. JOSÉ M. BERRUECOS <sup>4</sup>

### Resumen

Los datos utilizados provienen de 248 hembras Holstein estabuladas en un hato comercial en la Cd. de Orizaba, Ver., comprendiendo 1,018 lactancias en un lapso entre 1948 y 1968. Con la información ajustada a 305 días, se evaluó el efecto de año, el cual dio un incremento anual por lactancia de 108 litros. Con las producciones ajustadas al efecto anual, se estudió el efecto de edad de la vaca, lo cual mostró una tendencia cuadrática con un máximo de producción al 5<sup>o</sup> parto. La producción se ajustó a equivalente maduro y se obtuvieron los índices de herencia ( $h^2$ ) en base a regresión dentro de toros de la producción de la madre y de la hija y en base a componentes de varianza. Con este último método se calculó el índice de constancia (Re). Los índices de herencia para producción de leche obtenidos por regresión ( $0.446 \pm 0.10$ ) y por análisis de varianza ( $0.247 \pm 0.28$ ) son similares a los encontrados por otros autores e indican la posibilidad de mejoramiento genético a través de selección. El índice de herencia para edad al primer parto tuvo un valor de cero, indicando el fuerte efecto ambiental sobre esta característica.

De la variación que se encontró en un hato, solamente aquella determinada en forma genética puede utilizarse para mejorar las características productivas a través de las generaciones. Es por esto que el conocimiento de la importancia relativa entre la variación hereditaria y la producida por el medio ambiente en la determinación de las características productivas es indispensable para la planeación de programas de mejoramiento. Lush (1937, 1949) definió la relación entre uno de los componentes de la varianza genética, la varianza genética aditiva y la variación fenotípica como heredabilidad o índice de herencia ( $h^2$ ). Dicho índice puede estimarse usando diversos métodos y en diferentes condiciones ambientales, dando por resultado distintos estimadores para una misma característica, lo cual puede deberse a ser diferentes razas o

líneas, diferentes efectos ambientales y/o variaciones al azar. Es por esto que la estimación de los índices de herencia deben hacerse en el medio ambiente y con los animales que se pretenden usar.

Considerando que en nuestro medio los animales provienen de grupos raciales heterogéneos, la estimación de los índices de herencia es importante. Sin embargo, debemos esperar mayores modificaciones en la heredabilidad por variaciones en el componente ambiental, ya que nuestras condiciones ecológicas, manejo y alimentación son diferentes a las de otros países. El propósito de este trabajo es evaluar los índices de herencia sobre producción de un hato lechero mexicano y compararlos con valores obtenidos por otras investigaciones. Al mismo tiempo, se evaluarán cambios en producción ocurridos a través de los años y otros efectos de interés.

Recibido para su publicación el 2 de junio de 1972.

<sup>1</sup> Parte de este trabajo fue presentado por el primer autor como tesis profesional en la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia. U.N.A.M. Trabajo presentado en la IX Reunión Anual del I.N.I.P., enero 1972.

<sup>2</sup> Dirección Actual: Rama de Genética. Colegio de Postgraduados, Escuela Nal. de Agricultura, Chapingo, México.

<sup>3</sup> Centro Experimental Pecuario "La Posta", Paso del Toro, Ver.

<sup>4</sup> Departamento de Genética Animal. I.N.I.P., S.A.G., Km. 15½ Carretera México-Toluca, Palo Alto, D.F.

### Material y métodos

Se cuenta con la información referente a la producción por lactancia de 248 hembras Holstein así como de sus madres, abarcando un período entre 1948 y 1968 y dando un total de 1,018 lactaciones. Estos datos provienen de un hato comercial situado en la ciudad de Orizaba, Ver.

La producción por lactancia, tanto de la madre como de la hija se ajustó a 305 días de

ordeño y, posteriormente, a edad o equivalente maduro. En ambos casos, los factores de ajuste utilizados fueron los recomendados por Rice *et al.* (1957).

Con el fin de estudiar el efecto del parto y del año en la producción láctea, se analizaron los datos de acuerdo al siguiente modelo:

$$Y_{ijk} = B_0 + B_1 X_{1i} + B_{11} X_{1i}^2 + B_{111} X_{1i}^3 + B_2 X_{2j} + \epsilon_{ijk}$$

Donde:

$i = 1, 2, \dots, 8$ ; es el número de partos

$j = 1, 2, \dots, 20$ ; es el número de años

$k = 1, 2, \dots, 813$ ; es el número de vacas

$$E(\epsilon_{ijk}) = 0$$

$$E(\epsilon_{ijk}, \epsilon_{ijk} + Z) = 0; \quad Z \neq 0 = \sigma^2; \\ Z = 0$$

A partir de este modelo y de acuerdo con las indicaciones de Draper y Smith (1967) se eliminaron por el método de retroceso, aquellas variables no significativas, a fin de obtener el modelo final que indique las relaciones que existen entre parto y año, con la producción láctea.

Los parámetros genéticos a estudiarse fueron el índice de herencia ( $h^2$ ) para producción total por lactancia y para edad al primer parto, así como el índice de constancia (Re) para producción total. El índice de herencia se obtuvo a partir del coeficiente de regresión entre la producción de la madre y de la hija así como a partir de la estimación del componente de varianza del semental. En el caso de los índices de herencia por regresión, se obtuvieron siguiendo las indicaciones de Lush (1947) y Dickerson (1959).

Para la estimación de los componentes de varianza se utilizó el siguiente modelo:

$$Y_{ijk} = M + S_i + V_{j(i)} + L_{k(i,i)}$$

En donde:

$Y_{ijk}$  es la producción de leche, ajustada a 305 días de producción, dos ordeños

y edad madura de la  $k$ -ésima lactancia, en la  $j$ -ésima vaca, hija del  $i$ -ésimo semental.

$M$  es la media general

$S_i$  es el efecto del  $i$ -ésimo semental ( $i = 1, 2, \dots, 12$ )

$V_{j(i)}$  es el efecto de la  $j$ -ésima vaca, hija del  $i$ -ésimo semental ( $j = 1, 2, \dots, 100$ )

$L_{k(i,i)}$  es el efecto de la  $k$ -ésima lactancia, de la  $j$ -ésima vaca, hija del  $i$ -ésimo semental ( $k = 1, 2, \dots, 523$ ).

A partir de este modelo se estimaron los componentes de varianza de acuerdo con la esperanza matemática de los cuadrados medios, siguiendo las recomendaciones de Steel y Torrie (1960). Una vez obtenidos, el índice de herencia, el índice de constancia así como los errores estándar de estos estimadores pueden ser calculados de acuerdo a las sugerencias de Dickerson (1959).

## Resultados y discusión

En el estudio del efecto del año y del parto en la producción láctea, se utilizaron 813 lactancias, ya que se eliminaron aquellas de menos de 90 días o las de más de 450. Esto se realizó considerando que, en las primeras, era insuficiente la información y las segundas, eran producto de animales con problemas. Asimismo, se eliminaron lactancias de vacas en noveno o décimo partos dado el escaso número de ellas.

Los promedios de producción así como otros valores referentes al estudio se muestran en el cuadro 1. Los niveles de producción se encuentran con valor aceptable dentro del rango esperado (Cabello, 1969; Beruecos, Wilsey e Hidalgo, 1971).

Después de eliminar el modelo general para estimar los efectos del parto y del año las variables no significativas, de acuerdo con el método descrito por Draper y Smith (1967), el modelo obtenido, incluye efectos lineales y cuadráticos para edad y lineales para año y es igual a:

CUADRO 1

Promedios y desviaciones estándar de la producción láctea y de otros valores incluidos en el estudio

	Promedio	Desviación estándar
Producción láctea (305 d., 2 ordeños)	3,979.56	3,018.05
Partos por vaca	3.41	1.99
Días al primer parto	827.44	121.93
Producción láctea en las hijas (305 d., 2 ordeños)	3,301.65	758.19
Producción láctea en las madres (305 d., 2 ordeños)	3,133.09	824.31
Producción láctea en las hijas (305 d., 2 ordeños, edad madura)	4,444.41	1,010.36
Producción láctea en las madres (305 d., 2 ordeños, edad madura)	4,097.39	1,019.15

$$Y_{ijk} = 3979.55 + 631.63X_{1i} - 69.51X_{1i}^2 + 108.75X_{2j}$$

Ajustando los valores al efecto del año, se obtuvo el siguiente modelo para el efecto del parto (o edad) exclusivamente:

$$Y_{ij} = 2039.62 + 695.65X_{1i} - 66.13X_{1i}^2$$

con el cual se obtuvo la curva y los valores que se muestran en la gráfica 1.

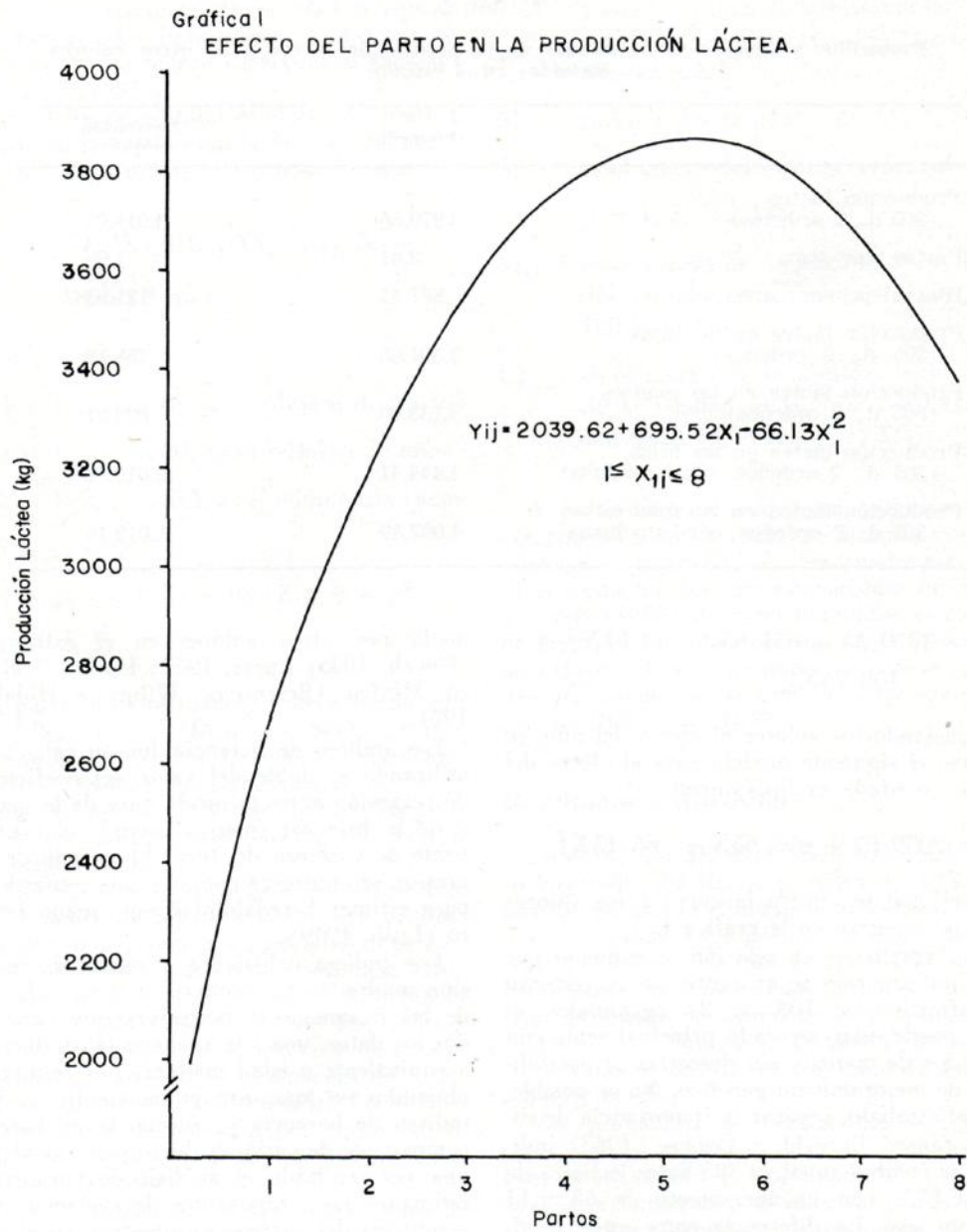
Los resultados en relación al aumento por año indican que se encontró un incremento significativo de  $108 \pm 24$  kg/anuales, el cual puede estar asociado principalmente con cambios de manejo, sin descartar la posibilidad de mejoramiento genético. No es posible, en este trabajo, separar la importancia de dichas causas. Burnside y Legales (1967) indican un cambio anual en 335 hatos lecheros de los E.U.A. con un incremento de  $63 \pm 11$  kg por año. La diferencia entre estos resultados y los encontrados en el presente trabajo pueden explicarse a que en el hato en estudio se tiene un nivel de producción más bajo al inicio y, por esto, es más susceptible a mejoramiento ambiental y genético.

Los resultados con relación a la curva cuadrática para explicar el efecto de la edad o parto en la producción es similar a la infor-

mada por otros autores en el extranjero (Gooch, 1935; Lucas, 1961; Leroy, 1968) y en México (Berruecos, Wilsey e Hidalgo, 1971).

Los índices de herencia fueron calculados utilizando el doble del valor del coeficiente de regresión entre la producción de la madre y de la hija así como utilizando el componente de varianza del toro. El método de regresión se considera como el más conveniente para estimar heredabilidad en ganado lechero (Lush, 1949).

Los índices calculados a partir de regresión madre-hija se obtuvieron para cada una de las lactancias y, posteriormente para todos los datos, una vez ajustada la producción a equivalente o edad madura. Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 2. Los índices de herencia y constancia en base al componente de varianza del toro se calcularon una vez realizado el análisis de varianza y estimados los componentes de variación. Los resultados del análisis se muestran en el cuadro 3. La prueba de F, que indica bajo cierto nivel de probabilidad la significancia estadística del componente, fue calculada para el caso del componente de vacas, de acuerdo con las indicaciones de Steel y Torrie (1960) y para el componente de toros, considerando la modificación de Satterthwaite (1946) para modelos jerárquicos.



El índice de herencia para producción láctea tuvo un valor de  $0.247 \pm 0.279$ . El índice de constancia fue de 0.406. Estos valores se han incluido en el cuadro 4, para ser comparados con los encontrados en la bibliografía.

En general se puede decir que los índices de herencia calculados se encuentran dentro del rango de valores encontrados en la bibliografía. Se puede considerar de tipo medio y como tal, hay posibilidades de obtener respuesta a la selección.

CUADRO 2

Valores del índice de herencia para producción total por lactancia, calculados por regresión madre-hija

	Coefficiente de regresión	índice de herencia	Error estándar del índice de herencia	Número de observaciones
Parto 1	0.196	0.392	0.184	96
Parto 2	0.213	0.426	0.210	84
Parto 3	0.337	0.674	0.238	75
Parto 4	0.189	0.378	0.216	62
Parto 5	0.258	0.516	0.262	43
Partos 6 a 8	0.126	0.252	0.400	41
Ajustado a edad madura	0.223	0.446	0.096	401

CUADRO 3

Análisis de varianza para el estudio de los efectos del toro, vacas/toros y lactancias/vacas/toros

Fuente de variación	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrados medios	Esperanza de cuadrados medios	Prueba de F
Toros	11	57,278,639.817	5,207,149.074	$S^2+5.127S;^{2(i)} + 40.316S^{(i)2}$	*
Vacas/toros	99	233,847,331.871	2,362,094.261	$S^2+4.657S;^{2(i)}$	**
Lactancias/ Vacas/toros	412	263,102,990.293	638,599.491	$S^2$	
Total	522	554,228,961.981			

\* P(E.I.) ≤ 0.05.  
\*\* P(E.I.) ≤ 0.01.

CUADRO 4

índices de herencia para producción láctea, en la raza Holstein

Índice de herencia	Autor	País
0.17	Lush y Straus (1942)	E.U.A.
0.215 ± 0.02	Legates y Lush (1954)	E.U.A.
0.43	Rendel <i>et al.</i> (1957)	Gran Bretaña
0.20 a 0.30	Rice <i>et al.</i> (1957)	E.U.A.
0.27	Tabler y Touchberry (1959)	E.U.A.
0.35	Hoekstra y de Boer (1960)	Holanda
0.40	O'Bleness <i>et al.</i> (1960)	E.U.A.
0.26	Specht y McGilliard (1960)	E.U.A.
0.24 ± 0.18	Robertson (1961)	Gran Bretaña
0.39	Altman y Dittmer (1962)	E.U.A.
0.30	Lasley (1963)	E.U.A.
0.28 ± 0.07	Butcher <i>et al.</i> (1967)	E.U.A.
0.446 ± 0.09	Datos de este trabajo (regresión)	México
0.247 ± 0.28	Datos de este trabajo (análisis de varianza)	México

El índice de constancia para producción (0.406) es similar al indicado por Legales y Lush en 1954 (0.459), por Lasley en 1963 (0.53) y por Butcher *et al.* en 1967 (0.53 ± 0.02). De Alba (1964) indica que el promedio para el índice de constancia es de 0.40.

El índice de herencia para edad al primer parto tuvo un valor de cero lo cual indica que es una característica fuertemente influenciada por condiciones ambientales.

## Conclusiones

El nivel de producción encontrado en el hato está dentro de los valores notificados en México.

Se encontró un efecto de edad de la hembra en la producción láctea. Este efecto mostró una curva cuadrática con un punto máximo de producción en el 5<sup>o</sup> parto.

Se determinó un incremento anual de 108 ± 24 litros durante los 20 años del estudio. Dicho incremento puede estar asociado a cambios genéticos o en el manejo.

Los índices de herencia obtenidos por regresión (0.446) y por componentes de varianza (0.247) son similares a los encontrados en otros países. Estos valores obtenidos indican la posibilidad de mejoramiento genético en nuestro país, por medio de selección.

El índice de constancia (0.406) tuvo un valor similar a los mencionados por otros autores, sugiriendo la posibilidad de la inclusión de métodos que ayuden a la selección como son información repetida, familiar y prueba de progenie.

## Literatura citada

- ALTMAN, P.L. and D.S. DITTMER, 1962, Growth including reproduction and morphological development, Federation of America Societies for Experimental Biology, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C.
- BERRUECOS, J.M., C. WILSEY y M.A. HIDALGO, 1971, Pérdidas económicas por problemas reproductores. I. Efecto del número de lactaciones y del período seco, *Téc. Pec. en Méx.*, 18:70-73.
- BURNSIDE, E.B. and J.E. LECATF.S, 1967, Estimation of genetic trends in Dairy Populations, *J. Dairy Sci.*, 50:1448-1457.
- BUTCHER, K.R., F.D. SARGENT and J.E. LECATES, 1967, Estimales of Genetic Parameters for Milk, Constituents and Yields, *J. Dairy Sci.*, 50:185-193.
- CABELLO, F.E., 1969, Manejo y Alimentación de la Vaca Lechera en el Altiplano. *Instituto Nacional de Investigaciones Pecuarias*, Boletín 2, Octubre 1969, p. 3.
- DE ALBA, J., 1964, Reproducción y Genética Animal, *Inst. Inter. de Ciencias Agrícolas*, O.E.A., Turrialba, C.R.
- DICKERSON, G.E., 1959, Research in Quantitative Animal Genetics. En: Techniques and Procedures in Animal Production Research, *Am. Soc. of Animal Production*, Beltsville, Ma.
- DRAPER, N. and H. SMITH, 1967, Applied Regression Analysis, *John Wiley & Sons Inc.*, New York.
- GOOCH, M., 1935, An analysis of the time change in milk production in individual lactations, *Jour. of Agr. Sci.*, 25:71-102.
- HOEKSTRA, P. and I.H. DE BOER, 1960, Animal Breeding research in the Netherlands, *Anim. Breed. Abstr.* 28:1.

El índice de herencia para días al primer parto tuvo un valor de 0, lo cual indica el fuerte efecto ambiental sobre esta característica.

## Agradecimiento

Se agradece la colaboración al Ing. Ramiro López Trujillo en la realización de los análisis, al Sr. Pedro Casteleyro V., la programación para los ajustes y al Sr. Rogelio Torres, el haber proporcionado los datos utilizados en este trabajo.

## Summary

Data on 248 Holstein cows with 1,018 lactations from 1948 to 1968 in a commercial herd at in Orizaba, Veracruz, were analysed. The lactation length were adjusted to 305 days. The year effect showed an increment in the annual milk yield of 108 liters per lactation. With the adjusted milk yields to the annual effect, the cow age effect indicated a quadratic tendency with a maximum milk yield in the 5<sup>th</sup> lactation. Milk yields were adjusted to mature equivalent and then the heredability values ( $h^2$ ) were calculated by intra-side daughter-dam regression ( $0.446 \pm 0.10$ ) and by variance components ( $0.247 \pm 0.28$ ). With the last method, repeatability value ( $Re$ ) was also calculated (0.406). Heritability for age at the first lactation was zero showing a strong environmental effect for this trait.

- LASLEY, J.F., 1963, Genetics of Livestock Improvement, *Prentice Hall*. New Jersey.
- LEGATES, J.E. and J.L. LUSH, 1954, A Selection Index for fat production in dairy cattle utilizing the fat yields of the cow and her close relatives, *J. Dairy Sci.*, 37:744-753.
- LEROY, A.M., 1968, La vaca lechera, *Ed. G.E.A.*. Barcelona, pp. 100-139.
- LUCAS, H.L., 1961, Design and Analysis of Feeding experiments with milking dairy cattle, N.C.S.U. *Institute of Statistics*, Minieo Series N" 18:1-6.
- LUSH, J.L., 1937, Animal Breeding Plans, *Iowa State College Press*. Ames, Iowa.
- LUSH, J.L., 1947, Family merit and individual merit as bases for selection. *Amer. Nat.* 81:241-261: 362-379.
- LUSH, J.L., 1949, Heritability of Quantitative Characters in Farm Animals, Eighth Intern. Congress, *Genetics Proc.* (Hereditas. Suppl. Vol.), pp. 356-375.
- LUSH, J.L. and STRAUS, F.S., 1942, The heritability of Butterfat of cows in Iowa Cow Testing Association. *J. Dairy Sci.* 25:975.
- O'BLENESS, G.V., L.D. VAX VLECK and C.R. HENDERSON. 1960. Heritabilities of some type traits and their genetic and phenotypic correlations with production, *J. Dairy Sci.*, 43:1490.
- RENDEL, J.M., A. ROBERTSON, A.A. ASKER, S.A. KHISHIN and M.T. RAGAB, 1957, The inheritance of milk production characteristics, *J. Agric. Sci.*, 48:426.
- RICE, V.A., F.N. ANDREWS, E.J. WARWICK and J.E. LEGATES, 1957, Breeding and improvement of farm animals, *Mc. Graw Hill Book Co.*, New York.
- ROBERTSON, A., 1961, Reviews of the progress of dairy science, *J. Dairy Sci.*, 28:195-207.
- SATTERHWAITE, F.E., 1946, An approximate distribution of estimate of variance components, *Biometrics Bull.*, 2:110-114.
- SPECHT, L.W. and L.D. MCGILLIARD, 1960, Rates of improvement by progeny testing in dairy herds of various sizes, *J. Dairy Sci.*, 43:63.
- STEEL, R.G.D. and J.H. TORRIE, 1960, Principles and Procedures of Statistics, *Mc. Graw Hill Book Co.*. New York.
- TABLEE, K.A. and R.W. TOUCHBERRY, 1959, Selection indices for milk and fat yield of Holstein Friesian dairy cattle, *J. Dairy Sci.*, 42:123.