

Estimación del progreso genético en hatos de bovinos Holstein mexicanos*

Javier Rosales Alday**
Assefaw Tewolde Medhin***

Resumen

Con el propósito de conocer si ha existido progreso genético en la producción total de leche ajustada a 305 días y, en su caso, saber a qué sexo se le da mayor énfasis, se utilizaron las primeras lactancias de 4480 vacas Holstein de 138 hatos inscritos a la Asociación Holstein de México. Se analizó la información con un modelo de efectos fijos que incluyó la zona, hato anidado en zona, año y mes de parto y la interacción zona por año; de éstos, todos resultaron altamente significativos ($P < 0.01$), salvo el efecto de zona. Los datos se corrigieron a estos efectos y se calcularon las tendencias fenotípica y genética, de 72 y 66 kg respectivamente, para la producción de leche por año. Al construir el índice de selección en retrospecto se observó que, de este incremento genético, 16% está dado por sementales y 84% por hembras. Esto indica un proceso de selección en el hato nacional, donde se concede mayor importancia a las hembras, quedando la posibilidad de hacer selección por el lado de los sementales.

Introducción

La producción intensiva de leche en México se ha basado en la importación de semen, sementales y vaquillas de reemplazo, de calidad genética no probada en el medio local. Esta es una práctica costosa, que favorece la fuga de divisas y no asegura el progreso genético.

Los estudios que han tratado de describir la población lechera en México son escasos.^{1,2,3,4} Tampoco se han evaluado los cambios en la producción a lo largo del tiempo; en consecuencia, es necesario un estudio en forma retrospectiva para conocer la importancia

que se ha dado a las características productivas. Con tal motivo, Dickerson *et al.*⁷ desarrollaron el procedimiento para construir un índice de selección en retrospecto, que da la respuesta a la selección aun cuando no se conozcan los ponderadores económicos.⁷ El objetivo de este trabajo fue conocer si ha existido progreso genético en la producción total de leche ajustada a 305 días y, en su caso, saber a cuál sexo se da mayor énfasis.

Material y métodos

Se utilizaron los registros de 4480 lactancias de vacas de primer parto, que provenían de 138 hatos inscritos a la Asociación de Criadores Holstein de México, distribuidos en diversos estados de la República Mexicana. En estos establecimientos se lleva un sistema intensivo de producción de leche, con vacas puras. Los datos se almacenan mediante un sistema de control lechero similar al llevado por el DH!. También se hace un muestreo de leche para calcular la producción láctea mensual y total.

Se tomaron lactancias de más de 150 días y menores de 400, así como los hatos con más de 10 vacas en lactación; asimismo, se utilizó la información de sementales que tuvieron hijas en años consecutivos. Los años usados en el presente trabajo fueron de 1977 a 1983.

Los estados se agruparon en tres zonas, según las condiciones ecológicas. La zona 1 comprendió los estados de Coahuila, Chihuahua y Durango; la 2, Aguascalientes, Guanajuato, Michoacán y Querétaro, y la 3, Hidalgo, México, Puebla y Tlaxcala.

El procedimiento analítico que se utilizó fue el de cuadrados mínimos.⁶ Para determinar la importancia de los factores ambientales sobre la producción de leche a 305 días. Se empleó un modelo de efectos fijos que se define a continuación:

$$Y_{ijkln} = \mu + Z_i + (H:Z)_{ij} + A_k + M_l + (Z^*A)_{ik} = E_{ijkln}$$

donde

Y_{ijkln} = Al m -ésimo registro de producción de leche de la vaca que tuvo su m -ésima lactancia ocurrida en el

Recibido para su publicación el 11 de enero de 1991

* Parte de este trabajo corresponde a la tesis de Maestría del primer autor.

** Campo Experimental Aldama, INIFAP-SARH, Apdo. postal 14. 89670, Villa Aldama, Tamps.

*** Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza. Apdo. postal 38, Turrialba, Costa Rica.

Cuadro 1
ANALISIS DE VARIANZA PARA PRODUCCION TOTAL
DE LECHE

| F.V. | g.l. | cuadrado medio" |
|----------------------|------|-----------------------|
| Zona | 2 | 7 718 ^{n, s} |
| Hato: zona (error A) | 67 | 18906 |
| Mes de parto | 11 | 30949* |
| Año de parto | 5 | 27071* |
| Zona*año | 10 | 5409* |
| Error (B) | 4384 | 1759 |

a x 10³

n, s no significativo (P > .05)

* (P < .01)

l-ésimo mes, de k-ésimo año de parto, en el j-ésimo hato dentro de la i-ésima zona,

μ = Media común a todas las observaciones,

Z_i = El efecto fijo de la i-ésima zona ecológica ($i= 1, 2, 3$),
 $(H:Z)_{ij}$ = Efecto anidado del j-ésimo hato dentro de la i-ésima zona,

A_k = Efecto fijo del k-ésimo año de parto
 $(k= 1978, 1979, \dots, 1983)$,

M_l = Efecto fijo del l-ésimo mes de parto
 $(l= 1, 2, \dots, 12)$,

$(Z^*A)_{ik}$ = Interacción zona por año,

E_{ijklm} = Error aleatorio NID ~ $(0, \sigma_E^2)$.

Con base en los resultados de este análisis (Cuadro 1), los registros de producción de leche fueron expresados como desviación al promedio de la zona y del hato en que ocurrieron. Respecto al mes de parto, se crearon tres épocas, de acuerdo con la igualdad de promedios entre meses: enero, febrero y marzo comprendían la época 1; abril, mayo, junio, julio y agosto la 2 y septiembre, octubre, noviembre y diciembre la 3.

Para detectar cambios genéticos, se realizó un análisis de tendencias. Se utilizó la metodología propuesta por Smith,¹⁴ quien estima este cambio por medio de regresiones, sugiriendo la siguiente relación:

$$\Delta G = 2 (b_{ST} - b_{ST^*})$$

donde

ΔG = Al cambio genético,

b_{ST} = A la regresión del comportamiento de la población en el tiempo, estima el cambio fenotípico, divisible en cambio ambiental y genético ($\Delta A + \Delta G$),

b_{ST^*} = A la regresión ponderada, dentro de cada semental, del comportamiento de las medias hermanas paternas nacidas en años consecutivos, en el tiempo, la cual estima el cambio ambiental más la mitad del cambio genético ($\Delta A + 1/2\Delta G$).

El coeficiente de regresión b_{ST^*} fue calculado de la siguiente manera, según Damon y Harvey:¹⁵

$$b_{ST^*} = \frac{\sum_{i=1}^s w_i b_i}{\sum_{i=1}^s w_i}$$

donde

$\sum_{i=1}^s w_i$ = Al i-ésimo ponderador, que es la suma de cuadrados para cada uno de los sementales.

b_i = Al i-ésimo coeficiente de regresión del i-ésimo semental.

Para conocer si al seleccionarse ha puesto más énfasis en los sementales o en las hembras, se calculó un índice de selección en retrospecto. Para esto se obtuvo el diferencial de selección para sementales (DS) como el promedio de las diferencias entre el comportamiento medio de las hijas en la subclase semental*año y el comportamiento de todas las hijas en el año que se utilizó dicho semental.

Para estimar el cambio genético dado por los sementales se utilizó la siguiente relación:

$$\Delta G_s = h^2 (DS)$$

Donde

ΔG_s = Al cambio genético debido a la selección de sementales.

h^2 = El índice de herencia para producción de leche, estimado por Martínez.¹⁶

DS = El diferencial de selección dado a los sementales.

Al conocer el cambio genético total y el cambio genético dado por los sementales, por diferencia es posible conocer el cambio atribuible a las hembras. Por ello, el índice de selección en retrospecto (1) se calculó así:

$$1 = \Delta G_s + \Delta G_h$$

Resultados

En el Cuadro 1 se muestra el análisis de varianza para producción de leche, donde se aprecia que todos los efectos incluidos en el modelo fueron altamente significativos ($P < .01$), salvo el efecto de zona. También se observa que la mayor variación en producción de leche se explica por el mes de parto, siguiéndole el año y la interacción zona*año.

En el Cuadro 2 se muestran los promedios de producción de leche según cada uno de los efectos incluidos en el modelo. La producción, alta en enero, febrero, marzo y mayo, disminuyó en abril, junio, julio y agosto; se incrementó en septiembre, octubre, noviembre y diciembre.

En el Cuadro 3 se presenta el análisis de varianza de producción de leche, expresada como desviación del promedio de la zona, hato y época, en donde se incluyó el efecto de año, siendo éste altamente significativo ($P < .01$).

Las constantes y los promedios para años se muestran en el Cuadro 4. El coeficiente de regresión de las constantes sobre los años es de 72, lo que da una tendencia fenotípica de 432 kg de leche durante los 6 años analizados.

Cuadro 2
PROMEDIOS AJUSTADOS POR CUADRADOS MINIMOS
PARA PRODUCCION DE LECHE DE ACUERDO
CON ZONA, MES Y AÑO DE PARTO

| Efecto | n | $\bar{x} \pm E.E.$ |
|------------|------|--------------------|
| μ | 4480 | 5497 \pm 162 |
| Zona | 1 | 5621 \pm 351 |
| | 2 | 5407 \pm 176 |
| | 3 | 5463 \pm 297 |
| Mes: enero | 395 | 5527 \pm 174 |
| febrero | 452 | 5488 \pm 172 |
| marzo | 432 | 5521 \pm 173 |
| abril | 343 | 5295 \pm 176 |
| mayo | 420 | 5504 \pm 174 |
| junio | 398 | 5101 \pm 174 |
| julio | 350 | 5030 \pm 176 |
| agosto | 280 | 5268 \pm 179 |
| septiembre | 332 | 5579 \pm 177 |
| octubre | 292 | 5830 \pm 178 |
| noviembre | 348 | 5765 \pm 175 |
| diciembre | 448 | 6052 \pm 172 |
| Año: 1978 | 141 | 5495 \pm 222 |
| 1979 | 346 | 5394 \pm 176 |
| 1980 | 1071 | 5241 \pm 166 |
| 1981 | 1059 | 5479 \pm 165 |
| 1982 | 1211 | 5793 \pm 165 |
| 1983 | 652 | 5577 \pm 170 |

La tendencia fenotípica más la mitad de la tendencia genética ($\Delta A + 1/2 \Delta G$) fue de 39. Para estimar la tendencia genética fue necesario hacer la diferencia entre los dos coeficientes y multiplicarlo por dos; así, el cambio genético fue de 66 ± 17.7 .

El diferencial de selección para sementales obtenido fue de 27 kg Yel valor estimado de h^2 de .42.¹¹ Con base en esto, el cambio genético debido a la selección de sementales fue de 11 kg; el debido a la selección de hembras fue de 55 kg.

El índice de selección en retrospecto es:

$$1 = 11s + 55h$$

donde

$$s = (S_i - \bar{S})$$

$$h = (H_i - \bar{H})$$

Discusión

En el análisis fenotípico se observa la importancia de los efectos ambientales sobre la producción de leche en

Cuadro 3
ANALISIS DE VARIANZA PARA LA DESVIACION A ZONA,
HATO Y EPOCA, DE PRODUCCION TOTAL DE LECHE

| F.V. | g.l. | Cuadrado medio" |
|------------|------|-----------------|
| $\mu - YM$ | 1 | 2895 |
| Año | 6 | 40103* |
| Error | 4468 | 1759 |
| Total | 4474 | 1801 |

¹x 10³
*(P < .01)

Cuadro 4
PROMEDIOS Y CONSTANTES ESTIMADOS POR CUADRADOS MINIMOS PARA LA DESVIACION A ZONA, HATO Y EPOCA
PARA PRODUCCION TOTAL DE LECHE DE ACUERDO CON EL AÑO DEPARTO

| Efecto | n | Constante | $\bar{x} \pm E.E.$ |
|-----------|------|-----------|--------------------|
| μ | 4474 | 5420 | 5420 \pm 26 |
| Año: 1978 | 141 | -128 | 5292 \pm 112 |
| | 344 | -43 | 5376 \pm 71 |
| | 1067 | -266 | 5154 \pm 40 |
| | 1059 | 18 | 5439 \pm 41 |
| | 1211 | 313 | 5734 \pm 38 |
| | 652 | 106 | 5527 \pm 52 |

la primera lactancia y la necesidad de corregir dichos efectos, para poder hacer evaluaciones genéticas precisas de los animales. McDowell *et al.*¹² comunicaron resultados similares al analizar información de las vacas Holstein de México. Además, concuerdan con diversos trabajos señalados en la literatura.v "¹¹.

El promedio general de 5497 ± 162 kg de leche calculado en el presente trabajo, supera a los 4750 ± 11 kg que encontraron McDowell *et al.*¹² al comparar la producción de las hijas nacidas en México de toros provenientes de Estados Unidos y Canadá. Se asemeja al promedio presentado por Cabello y Ruiz,¹³ pero es inferior a los presentados por diversos autores con vacas de Estados Unidos.v"

Lee *et al.*⁹ estimaron las tendencias genéticas para ambos sexos y encontraron que en Estados Unidos, al hacer la selección, se concede mayor énfasis a los machos que a las hembras.

En este trabajo, algunas posibles razones por las cuales se encontró que se concedió mayor énfasis a las hembras que a los sementales fueron: El semen de animales importados pudo ser de sementales jóvenes, que por procrear pocas hijas, presentan un coeficiente de repetibilidad bajo. Asimismo, el precio del semen puede influir como criterio para su compra, existiendo casos donde se compra el semen barato, lo que no garantiza que sea de animales sobresalientes para producción de leche.'

Algunos ganaderos utilizan dentro de su hato sementales en monta directa, no existiendo información sobre el comportamiento de sus hijas. En los años incluidos en este trabajo, hubo importación de vientres. Aunque se desconoce el valor genético de éstos, podrían superar a los nacionales por provenir de una población con una base genética mayor a la existente en el país. Los ganaderos saben cómo evaluar las vacas con base en su comportamiento productivo, dejando como reemplazos a las hijas de las vacas de mayor producción. Este no es el mejor camino de mejoramiento, pero se aplica de manera constante.

Los sementales se utilizaron muy poco pues el 65% de ellos son usados durante dos años o menos (Cuadro 5), lo que da una constante renovación de éstos, lo que sería benéfico, porque incrementaría la intensidad de selección si ésta se realizara correctamente.

CuadroS
PROPORCIÓN DE SEMENTALES USADOS A TRAVÉS
DEL TIEMPO

| <i>Años usados</i> | <i>n</i> | <i>%</i> |
|--------------------|----------|----------|
| 1 | 155 | 37.26 |
| 2 | 117 | 28.12 |
| 3 | 63 | 15.14 |
| 4 | 43 | 10.34 |
| 5 | 25 | 6.01 |
| 6 | 13 | 3.13 |
| Total | 416 | 100.00 |

En conclusión, la tendencia genética y ambiental encontrada para los años incluidos en este trabajo es alta y positiva, lo cual indica que en los hatos considerados se practicó la selección, dándose mayor importancia a las hembras que a los sementales. Esto deja abierta la posibilidad de implementar programas genéticos a nivel nacional en la selección de machos para producir machos y de hembras para producir machos.

Abstract

The objective of this study was to evaluate the genetic trends for 305 days milk production and the selection according to the sex. Four thousand four hundred and eighty (4480) first lactation, half-sister records reported in 138 herds of the Mexican Holstein Association, were studied. Data was analyzed with the fixed effect model including zone, herd: zone, month and calving year and zone; year interaction. AH effects were significant ($P < .01$), except the zone's one. A correction to this effect was made. Phenotypic and genetic trends were calculated (72 and 66 kg for milk, respectively). The retrospective selection index indicated that 16% of this increase was attributed to the sires and 84% to the cows. This indicates that there is a possibility to apply the selection on the sires and obtain a production increase.

Literatura citada

I. Alberro, M.: Progeny testing in dairy cattle and the selection of bull calves to raise for breeding stock. Memorias del I Congreso Mundial de Genética Aplicada a la Producción Animal. Madrid, España. 1974. 119-127. Gráficas Orbe. Madrid, España (1974).

2. Burnside, E.B. and Legates, J.E.: Estimation of genetic trends in dairy cattle population. *J Anim. Sci.*, 50: 1448-1457 (1967).
3. Cabello, F.E. y Ruiz, D.R.: Características de productividad de ganado Holstein-Friesian en control de producción láctea. *Téc. Poco Mex.*, 39: 38-43 (1980).
4. Castro, C.H.: Estimación de parámetros genéticos en un hato de ganado Holstein. Tesis de licenciatura. *Fac. de Med. Veto y Zoot.* Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F., 1971.
5. Croack-Brossman, S.J., Martin, T.C. and Dillon, W. M.: Performance of daughters of high and average predicted difference sires. *J Anim. Sci.*, 65: 1357-1363 (1982).
6. Damon Jr., R.A. and Harvey, W.R.: Experimental Design, ANOVA, and Regression. *Harper and Roto*, New York, 1987.
7. Dickerson, C.E., Blunn, C.T., Chapman, A.B., Kottman Jr., R.M., Krider, L., Warwick, E.J., Whatley Jr., J.A., Baker, M.L., Lush, J.L. and Winters, L.M.: Evaluation of Selection in Developing Inbred Lines of Swine. Research Bulletin 551. *Cooperative of Agriculture*, University of Missouri, Columbia, Missouri, 1954.
8. Harvey, W.R.: User's Guide for LSMLMWP-1 Version. Mixe I Model Least-squares and Maximum Likelihood Computer Program. *Dairy Science Department, Ohio State University*, Columbus, Ohio, 1987.
9. Lee, K.L., Freeman, A.E. and Johnson, L.P.: Estimation of genetic change in the registered Holstein cattle population. *J Dairy Sci.*, 68: 2629-2638 (1985).
10. Mao, I.L., Burnside, E.B., Wilton, J.W. and Freeman, M.C.: Age-month adjustment of Canadian dairy production records. *Can. J Anim. Sci.*, 54: 533-541 (1979).
11. Martínez, H.O.: Efecto del genotipo del feto sobre la producción de leche inmediata de la madre en ganado Holstein-Friesian. Tesis de maestría. *Depto. de Zoot.* Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, Edo. de México, 1988.
12. McDowell, R.E., Wiggans, C.R., Camoens, J.K., Vleck van, L.D. and Luis, D.C.: Sire comparisons for Holstein in Mexico versus the United States and Canada. *J Dairy Sci.*, 59: 2 (1976).
13. Powell, R.L. and Dickinson, F.M.: Performance of U.S., Canadian and Mexican bulls and cows in Mexico. *J Dairy Sci.*, 60 (Suppl. 1): 132 (1977).
14. Smith, C.: Estimation of genetic change in farm livestock using field records. *Anim. Prod.*, 4: 239-251 (1962).
15. Talavera, J., Fuente de la, C. y Berruecos, J.M.: Edad y causas por las que se desechan en México las vacas lecheras estabuladas. *Téc. Poco SU*, 19: 52 (1971).
16. Vleck van, L.D.: Notes on the Theory and Application of Selection, Principles for the Genetic Improvement of Animals. *Cornell University*, Ithaca, New York, 1981.