



Revista MVZ Córdoba

ISSN: 0122-0268

editormvzcordoba@gmail.com

Universidad de Córdoba

Colombia

Cañas A, Jhon; Cerón-Muñoz, Mario; Corrales A, Juan

Modelación y parámetros genéticos de curvas de lactancia en bovinos Holstein en Colombia

Revista MVZ Córdoba, vol. 17, núm. 2, mayo-agosto, 2012, pp. 2998-3003

Universidad de Córdoba

Montería, Colombia

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=69323751007>

- ▶ How to cite
- ▶ Complete issue
- ▶ More information about this article
- ▶ Journal's homepage in redalyc.org

Modelación y parámetros genéticos de curvas de lactancia en bovinos Holstein en Colombia

Modeling and genetic parameters of lactation curves in Holstein bovine breed in Colombia

Jhon Cañas A,¹ M.Sc, Mario Cerón-Muñoz,^{1, 2*} Ph.D; Juan Corrales A,¹ M.Sc.

¹Universidad de Antioquia, Facultad de Ciencias Agrarias. Instituto de Biología, GaMMA: Grupo de investigación en Genética, Mejoramiento y Modelación Animal, Medellín, Colombia. ²Universidad de Antioquia, Facultad de Ciencias Agrarias, Medellín, Colombia. *Correspondencia: mceronm@agronica.udea.edu.co

Recibido: Junio de 2010; Aceptado: Agosto de 2011.

RESUMEN

Objetivo. Evaluar diferentes modelos matemáticos aplicados a las curvas de lactancia, establecer cuál de ellos presenta el mejor ajuste y estimar los parámetros genéticos para las características derivadas del mejor modelo. **Materiales y métodos.** Se empleó la información de 426797 registros de control lechero mensual de 49108 vacas Holstein de 470 hatos de los departamentos de Cundinamarca, Antioquia, Valle, Boyacá, Nariño y Cauca. Fueron evaluados los modelos matemáticos no lineales propuestos por Wood, Brody, Wilmink y Papajcsik y Bodero. Luego de seleccionar el modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia, se estimaron los parámetros genéticos para las características (β_0), producción de leche al pico (y_{max}), tiempo al pico (t_{pico}) y producción total a los 305 días (P305) donde se emplearon los efectos fijos de zona, parto y grupo contemporáneo. **Resultados.** El modelo de Wood presentó valores altos de PAIC y PBIC y valores altos de R^2 . En las características β_0 , y_{max} , t_{pico} y P305, derivadas del modelo de Wood, el valor promedio fue de 16.64 ± 6.34 lt, 27.39 ± 6.85 lt, 44.55 ± 13.19 días y 6212 ± 1690 lt, respectivamente. Las características β_0 y t_{pico} presentaron una heredabilidad baja (0.02) y las características y_{max} y P305 presentaron una heredabilidad de baja a media (0.15 y 0.17, respectivamente). **Conclusiones.** El modelo que mejor ajusta las curvas de lactancia en bovinos Holstein es el modelo de Wood. Las heredabilidades medias y la alta correlación genética entre y_{max} y P305, indican que es posible incluirlas en programas de selección.

Palabras clave: Heredabilidad, lactancia, métodos de control, modelos genéticos (*Fuentes: CAB, DeCS*).

ABSTRACT

Objective. Evaluate different mathematical models applied to lactation curves, determine which of them represent the best fit and estimate genetic parameters for the characteristics derived from the best model. **Materials and methods.** Information from 426797 monthly milk control records was used from 49108 Holstein cows coming from 470 dairy herds located in Cundinamarca, Antioquia,

Valle, Boyacá, Nariño and Cauca. Nonlinear mathematical models proposed by Wood, Brody, Wilmink and Papajcsik and Bodero were evaluated. After selecting the model that best adjusted the lactation curves, genetic parameters were estimated for the characteristics (β_0), peak milk production (y_{max}), time to peak (t_{pico}) and total production at 305 days (P305) where the fixed area effects, delivery and contemporary group were used. **Results.** Wood's model showed high values of PAIC and PBIC and high values of R^2 . In relation to β_0 , y_{max} , t_{pico} y P305 characteristics, derived from the Wood model, the average value was 16.64 ± 6.34 lt, 27.39 lt ± 6.85 , 44.55 ± 13.19 days and 6212 ± 1690 lt, respectively. β_0 y t_{pico} characteristics presented a low heritability (0.02) and the y_{max} and P305 showed a low to medium heritability (0.15 and 0.17, respectively). **Conclusions.** The model that best fit lactation curves in Holstein bovines is the Wood model. The average heritability and high genetic correlation between y_{max} and P305 indicate that it is possible to include them in breeding programs.

Key Words: Control methods, heritability, lactation, models genetic (Sources: CAB, DeCS).

INTRODUCCIÓN

La curva de lactancia es un resumen conciso de los patrones de producción de leche y su aplicabilidad se puede dar en diferentes áreas, estas permiten predecir la producción total de leche a partir de registros parciales, facilitan la evaluación de toros y posibilitan hallar lo antes posible las madres de los futuros reproductores (1). Además, permite conocer en un momento dado el rendimiento lechero con respecto a lo esperado y realizar los balances que sean requeridos (2).

Existen numerosas funciones matemáticas que permiten describir la producción de leche a través de la lactancia en ganado bovino con diferentes grados de ajuste. Están los de tipo polinomial, los exponenciales negativos y los no lineales, siendo estos últimos los que mejor ajuste presentan (3). La ecuación más ampliamente utilizada es la función gamma incompleta propuesta por Wood en 1967, sin embargo han sido empleadas otras funciones las cuales han mostrado muy buenos ajustes en ganado lechero (4,5).

Muchas de las características derivadas de los modelos aplicados en las curvas de lactancia muestran variación genética. La cuantificación de esta variación permite realizar selección de animales para estas características. Algunos trabajos mencionan heredabilidades para las características producción inicial (β_0), días al pico, producción en el pico y producción total entre 0.08-0.1, 0.02-0.18, 0.18-0.23 y 0.30-0.41, respectivamente (6-8).

El objetivo de este trabajo fue evaluar diferentes modelos matemáticos aplicados a las curvas de lactancia, establecer cuál de ellos presenta el mejor ajuste y estimar los parámetros genéticos para las características derivadas del mejor modelo.

MATERIALES Y MÉTODOS

Datos. Para la elaboración de las curvas de lactancia se empleó la información contenida en la base de datos de la Asociación Holstein de Colombia. Esta base de datos contenía información de los años 1989 al 2008 de los departamentos de Cundinamarca, Antioquia, Valle, Boyacá, Nariño y Cauca.

Fueron eliminados registros con información faltante, atípica y lactancias con menos de tres controles lecheros o con menos de 100 días de producción. La base final estaba constituida por 426797 registros de control lechero mensual provenientes de 68820 lactancias obtenidas de 49108 vacas Holstein distribuidas en 470 hatos.

Modelación de curvas de lactancia. Para cada animal en cada lactancia se evaluaron los siguientes modelos matemáticos no lineales:

$$\text{Wood (9): } y_i = \beta_0 t_i^{\beta_1} e^{(-\beta_2 t_i)} + e_i$$

$$\text{Brody (10): } y_i = \beta_0 e^{(-\beta_1 t_i)} - \beta_0 e^{(-\beta_2 t_i)} + e_i$$

$$\text{Wilmink (11): } y_i = \beta_0 + \beta_1 t_i + \beta_2 e^{(-0.6 t_i)} + e_i$$

$$\text{Papajcsik y Bodero (12): } y_i = \beta_0 t_i e^{(-\beta_1 t_i)} + e_i$$

Donde, y_i es la producción de leche (en litros) a un tiempo (i) determinado, los β_0 , β_1 y β_2 son los parámetros a estimar en la función, e es la función exponencial, t son los días en leche y e_i es el error asociado a cada observación.

Para la elaboración de las curvas se utilizó el procedimiento NLIN del paquete estadístico SAS ® (13), donde se empleó el método de iteración de Gauss-Newton. Para la elección del modelo que mejor ajuste las curvas de lactancia se tuvo en cuenta el porcentaje de curvas que convergieron (PCCON), el porcentaje de curvas significativas (PCSIG) ($p < 0.05$), los criterios de

información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC), el porcentaje de curvas con el valor más bajo de AIC (PAIC) y de BIC (PBIC), los valores del coeficiente de determinación (R^2) y el porcentaje de curvas con el valor más alto de R^2 (PR 2).

Utilizando la función que presentó los mejores ajustes, se estimó por medio de la primera derivada, el tiempo en el cual se alcanza el pico de producción (t_{pico}) y la producción máxima alcanzada en el pico de producción (y_{max}), la cual se obtuvo reemplazando el tiempo al pico en la fórmula inicial. Además, por medio de la integral del modelo, se estimó la producción total a los 305 días (P305).

Parámetros genéticos. Para las variables (β_0 , y_{max} , t_{pico} y P305), se estimaron parámetros genéticos donde se tuvieron en cuenta solo aquellos animales que presentaron curvas significativas ($p<0.05$) y curvas que alcanzaron convergencia, además se empleó solo una lactancia por animal. La base empleada para este análisis consistió en 28676 lactancias de 313 hatos.

Se utilizó un modelo animal incluyendo los efectos fijos de zona, parto y grupo contemporáneo, este último incluyó los efectos de finca, época de parto y año de parto, y los efectos aleatorios genético aditivo y residual. La época de parto fue clasificada en cuatro épocas de tres meses cada una, donde la primera de ellas corresponde a los meses de febrero, marzo y abril, la segunda a los meses de mayo, junio y julio y así sucesivamente. El análisis fue realizado con el programa MTDFREML desarrollado por Boldman et al (14). El modelo en notación matricial fue el siguiente:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{Z}\alpha + \mathbf{e}$$

donde:

\mathbf{y} = vector de observaciones (β_0 , y_{max} , t_{pico} y P305);
 β = vector de efectos fijos;
 α = vector de efectos aleatorios genéticos aditivos;
 \mathbf{e} = vector de efectos aleatorios residuales;
 \mathbf{X}, \mathbf{Z} = son matrices de incidencia que relacionan los efectos fijos y genético aditivo con el vector de observaciones.

Fueron empleados contrastes ortogonales para comparar las diferentes zonas y cada uno de los partos con respecto al parto cuatro por medio del programa MTDFREML (14).

RESULTADOS

De acuerdo con los resultados obtenidos, el modelo de Wilmink presentó el 100% de convergencia en todas las curvas de lactancia, en su orden le siguieron los modelos de Papajcsik y Bodero, Wood y Brody. Sin embargo, el modelo de Wilmink fue el modelo en obtener menos curvas significativas y porcentajes bajos de PR 2 en comparación con el resto de modelos (Tabla 1).

Tabla 1. Criterios de comparación para escoger el mejor modelo que ajuste la curva de producción de leche de vacas Holstein en cuatro zonas lecheras colombianas.

Zona	Modelo	PCC	PCS	PAIC	PBIC	R ²	PR ²
Altiplano Cundiboyacense	Wood	72.80	70.61	30.86	27.69	99.116	53.38
	Brody	46.88	90.45	21.60	20.11	99.119	34.40
	Wilmink	100	65.04	40.15	45.70	89.303	1.34
	Papajcsik y Bodero	99.70	97.01	7.39	6.50	94.391	10.88
Valle y Cauca	Wood	9.53	86.71	36.93	33.09	98.850	62.35
	Brody	57.56	95.29	25.84	24.04	98.859	32.56
	Wilmink	100	65.16	32.68	38.31	87.991	0.54
	Papajcsik y Bodero	99.77	96.89	4.55	4.56	93.439	4.55
Antioquia	Wood	67.88	64.11	30.16	26.65	99.248	47.85
	Brody	45.73	86.29	23.95	22.27	99.302	38.25
	Wilmink	100	58.10	38.16	44.54	90.917	1.73
	Papajcsik y Bodero	99.58	96.45	7.73	6.54	94.961	12.17
Nariño	Wood	59.11	54.85	25.84	23.47	99.211	41.92
	Brody	40.81	83.18	23.20	20.48	99.270	40.66
	Wilmink	100	52.70	42.08	48.32	91.512	3.45
	Papajcsik y Bodero	99.16	92.60	8.88	7.73	95.062	13.97

PCC: Porcentaje de curvas que convergieron; PCS: Porcentaje de curvas significativas ($p<0.05$); PAIC: Porcentaje de curvas con el valor más bajo de AIC; PBIC: Porcentaje de curvas con el valor más bajo de BIC; R 2 : Coeficiente de determinación y PR 2 : Porcentaje de curvas con el valor más alto de R 2

Para la elección del mejor modelo, el criterio de selección fue escoger modelos con PAIC, PBIC y PR 2 más altos. Según la tabla 1, el modelo de Wood presentó los mejores ajustes en la mayoría de los criterios de comparación.

Los promedios obtenidos para las variables β_0 , y_{max} , t_{pico} y P305 fueron de 16.6 L, 27.4 L, 44.5 días y 6212 L, respectivamente (Tabla 2). Los coeficientes de variación estimados para estas mismas variables estuvieron entre 25.02% y 38.12%.

Según la tabla 3 la zona de Nariño y el Altiplano Cundiboyacense se destacaron por presentar los mayores valores de β_0 (parámetro asociado

Tabla 2. Medias, desviaciones estándar y coeficiente de variación de variables asociadas a la producción de leche de vacas Holstein en Colombia.

Variables	N	Promedio	CV
β_o (L)	21719	16.64 ± 6.344	38.12%
y_{max} (L)	22098	27.39 ± 6.854	25.02%
t_{pico} (días)	16052	44.55 ± 13.19	29.62%
P305 (L)	27460	6212 ± 1690	27.21%

β_o = Parámetro asociado a la producción inicial (modelo de Wood); y_{max} = Producción en el pico de lactancia (modelo de Wood); t_{pico} = Día en el cual se alcanza el pico de producción (modelo de Wood); P305 = Producción total a los 305 días (modelo de Wood); N = Número de lactancias. CV = Coeficiente de variación.

a la producción inicial), y_{max} y P305 seguidos muy de cerca por el departamento de Antioquia. Para las cuatro características enunciadas anteriormente no se presentaron diferencias significativas ($p>0.05$) entre las cuatro zonas.

Tabla 3. Número de observaciones y medias de variables asociadas a la producción de leche de vacas Holstein en cuatro zonas lecheras colombianas.

Zona	β_o (L)		y_{max} (L)	
	N	Media	N	Media
Altiplano Cundiboyacense	17308	16.713	17721	27.565
Valle y Cauca	1051	15.164	981	24.695
Antioquia	2975	16.680	2984	27.018
Nariño	387	17.198	412	29.063
t_{pico} (días)		P305 (L)		
Altiplano Cundiboyacense	12787	44.718	21901	6283.6
Valle y Cauca	826	43.191	1201	5283.7
Antioquia	2142	44.272	3860	6042.9
Nariño	297	43.021	498	6592.9

N= Número de animales; β_o = Variable asociado a la producción inicial (modelo de Wood); y_{max} = Producción en el pico de lactancia (modelo de Wood); t_{pico} = Día en el cual se alcanza el pico de producción (modelo de Wood); P305 = Producción total a los 305 días (modelo de Wood); N = Número de lactancias. CV = Coeficiente de variación.

En los partos, las variables β_o , y_{max} y P305 incrementaron a medida que aumentaba el número de partos solo hasta el parto 4, a partir de este se presenta nuevamente una disminución hasta el parto ≥ 6 . El parto 1 presentó diferencias significativas con respecto al parto 4 en las variables y_{max} y P305. Para β_o y t_{pico} no se presentaron diferencias significativas entre los partos (Tabla 4).

En las variables β_o , y_{max} y P305 los animales del parto 1 con respecto a animales del parto 4 presentaron un 12.8%, 28.2% y 23.2%, menos de producción, respectivamente (Tabla 4).

Tabla 4. Número de observaciones y medias de variables asociadas a la producción de leche en seis partos de vacas Holstein colombianas.

Parto	β_o (L)		y_{max} (L)	
	N	Media	N	Media
1	8048	15.70(12.8% ^{n.s.})	7733	24.07(28.2%**)
2	4209	17.24(2.2% ^{n.s.})	4259	28.50(10.0% ^{n.s.})
3	2747	17.40(0.7% ^{n.s.})	2936	29.92(2.9% ^{n.s.})
4	2140	17.41	2340	30.29
5	1644	17.40(0.9% ^{n.s.})	1748	29.99(0.5% ^{n.s.})
≥ 6	2931	16.66(4.3% ^{n.s.})	3082	28.11(4.7% ^{n.s.})
t_{pico} (días)		P305 (L)		
1	5152	46.30(3.2% ^{n.s.})	9714	5762.9(23.1%**)
2	3244	44.16(1.6% ^{n.s.})	5324	6432.9(8.5%**)
3	2204	43.73(1% ^{n.s.})	3643	6613.8 (2.7% ^{n.s.})
4	1765	43.88	2879	6680.3
5	1333	43.86(0.2% ^{n.s.})	2156	6567.4 (0.9% ^{n.s.})
≥ 6	2354	42.90(1.3% ^{n.s.})	3744	6104.5 (5.2% ^{n.s.})

N= Número de animales; β_o = Variable asociado a la producción inicial (modelo de Wood); y_{max} = Producción en el pico de lactancia (modelo de Wood); t_{pico} = Día en el cual se alcanza el pico de producción (modelo de Wood); P305 = Producción total a los 305 días (modelo de Wood); N = Número de lactancias. CV = Coeficiente de variación. Valores entre paréntesis corresponden al porcentaje de producción del número de parto con respecto al cuarto parto. **Diferencia significativa con respecto al cuarto parto. ^{n.s.} Sin diferencia significativa con respecto al cuarto parto.

Las heredabilidades y correlaciones genéticas para β_o , y_{max} , t_{pico} y P305 se encuentran en la tabla 5. Las variables β_o y t_{pico} presentaron una heredabilidad baja (0.02) y las características y_{max} y P305 presentaron una heredabilidad de baja a media (0.15 y 0.17, respectivamente).

Tabla 5. Heredabilidades (diagonal), correlaciones genéticas (abajo de la diagonal) y correlaciones fenotípicas (arriba de la diagonal) de variables asociadas a la producción de leche de vacas Holstein en Colombia.

	P305	β_o	y_{max}	t_{pico}	β_o
P305	0.17	0.85	0.70	0.98	
β_o	0.61	0.02	-0.79	0.92	
t_{pico}	0.60	-0.09	0.02	0.56	
y_{max}	0.87	0.62	0.30	0.15	

β_o = Variable asociado a la producción inicial (modelo de Wood); y_{max} = Producción en el pico de lactancia (modelo de Wood); t_{pico} = Día en el cual se alcanza el pico de producción (modelo de Wood); P305 = Producción total a los 305 días (modelo de Wood).

Las correlaciones genéticas y fenotípicas de y_{max} y P305 con las demás variables fueron de medias a altas y positivas. La correlación genética entre β_o y t_{pico} fue negativa y baja y la fenotípica fue alta e igualmente negativa (Tabla 5).

DISCUSIÓN

Según la tabla 1, el modelo de Wood es el indicado para modelar curvas de producción de leche de vacas Holstein en Colombia. Estos resultados son similares a los mencionados por Rodríguez et al (5), quienes encontraron que el modelo Gamma incompleto propuesto por Wood presentó los errores estándar más bajos. Empleando este mismo modelo, Rekik y Gara (15) determinaron que el número de curvas atípicas en vacas Holstein-Friesian es de aproximadamente el 25%.

Según la tabla 2, en Colombia las vacas Holstein inician con un promedio de producción de leche de 16.64 ± 6.34 Lt y llegan a tener en promedio un pico de producción de 27.39 ± 6.85 Lt. a los 44.55 ± 13.19 días. Estos valores se encuentran dentro de los promedios obtenidos por diferentes trabajos desarrollados en la misma raza en otros países (6, 8).

Las similitudes encontradas entre las diferentes zonas para las variables β_0 , y_{\max} , t_{pico} y P305 es explicada por la población empleada en este análisis. Esta población está constituida por animales de la raza Holstein registrados ante la Asociación Holstein de Colombia y es mantenida bajo sistemas de producción de lechería especializada. Esto indica, que pese a estar ubicada en diferentes zonas del país, la población es mantenida bajo condiciones de manejo similares.

Las variables de la curva de lactancia como β_0 , y_{\max} y P305 están afectadas por el número de partos, según reportan Fadlelmoula et al (16) y Tekerli et al (4) en vacas lecheras, donde las variables β_0 y y_{\max} aumentan a medida que se incrementa el orden de partos. Resultados similares fueron encontrados en este trabajo donde y_{\max} aumentó a medida que aumentaban el número de partos. Para t_{pico} se encontró que estos fueron bajos del segundo parto en adelante (Tabla 4).

La cantidad de leche que produce una vaca aumenta con el número de partos, lo que se debe principalmente al aumento en peso, que se traduce en un sistema digestivo y una glándula mamaria más grande. A partir del sexto parto la cantidad de leche disminuye progresivamente debido a que con la edad se pierde la capacidad de absorción de nutrientes (15, 17). Este fenómeno se puede apreciar en la tabla 4, donde los animales de parto cuatro obtuvieron el promedio de producción más alto para las variables β_0 , y_{\max} y P305. En esta misma tabla se puede apreciar que los animales de primer parto tan solo han alcanzado el 90.17, 80.44 y

el 86.27 % de β_0 , y_{\max} y P305 de la producción al cuarto parto, respectivamente.

Rodríguez et al (5), encontraron que el número de lactaciones y la estación de parto tuvieron un efecto significativo sobre la mayoría de los parámetros básicos y derivados de los modelos polinomial quinto, gamma incompleto (Wood) y exponencial negativo.

Los valores de heredabilidades encontrados en este trabajo fueron inferiores a los reportados en trabajos anteriores (6, 8), los cuales obtuvieron valores para producción total de entre 0.34 y 0.41; para la producción en el pico de entre 0.23 y 0.30; para días al pico de entre 0.02 y 0.18, y para producción inicial de 0.1.

La baja heredabilidad encontrada en la producción inicial y en los días al pico indicó que este tipo de variables se ven fuertemente afectadas por factores ambientales relacionados con el parto, la duración de la lactancia y con el periodo seco del parto anterior (18).

La correlación de media a alta y positiva encontrada entre las variables β_0 , y_{\max} y P305 indica que animales con alta producción al inicio de la lactancia serán animales con alta producción en el pico y con alta producción total a los 305 días. Los días al pico, según lo muestra la tabla 5, es una variable que presentó en general una correlación genética baja y una correlación fenotípica alta con las demás variables.

En conclusión, el modelo que mejor ajusta las curvas de lactancia en bovinos Holstein de las regiones de Antioquia, Altiplano Cundiboyacense, Valle del Cauca, Cauca y Nariño en producción de leche es el de Wood, ya que presentó los mayores valores de PAIC y PBIC y valores altos de R^2 .

Entre las diferentes zonas no se presentaron diferencias significativas en ninguna de las variables analizadas. Las heredabilidades medias y la alta correlación genética encontradas entre las variables y_{\max} y P305 indicaron que es posible realizar selección de animales empleando estas variables.

Agradecimientos

Al Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, a FEDEGAN y la Universidad de Antioquia por la financiación de este trabajo. También agradecemos a la Asociación Holstein de Colombia y la Corporación Antioquia Holstein por las bases de datos. Este artículo hace parte del proyecto de grado de maestría en Ciencias Animales de la Universidad de Antioquia del primer autor.

REFERENCIAS

1. Fernández L, Méndez A, Guerra W, Suárez M. Estimación de curvas de lactancia estándar de la raza siboney para su utilización en extensiones de lactancias. *Rev Cubana Cienc Agric* 2001; 35:99-104.
2. Fraga LM, Gutiérrez M, Fernández L, Fundora O, González ME. Estudio preliminar de las curvas de lactancia en las búfalas mestizas de Murrah. *Rev Cubana Cienc Agric* 2003; 37:151-155.
3. Quintero JC, Serna J, Hurtado N, Rosero R, Cerón M. Modelos matemáticos para curvas de lactancia en ganado lechero. *Rev Col Cienc Pec* 2007; 20:149-156.
4. Tekerli M, Akinci Z, Dogan I, Akcan A. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. *J Dairy Sci* 2000; 83:1381-1386.
5. Rodríguez ZL, Ara GM, Huamán UH, Echevarría CL. Modelos de ajuste para curvas de lactación de vacas en crianza intensiva en la cuenca de Lima. *Rev Inv Vet Perú* 2005; 16(1):1-12.
6. Batra TR, Lin CY, McAllister AJ, Lee AJ, Roy GL, Vesely JA et al. Multitrait estimation of genetic parameters of lactation curves in Holstein heifers. *J Dairy Sci* 1987; 70:2105-2111.
7. Pollott GE, Gootwine E. A genetic analysis of complete lactation milk production in improved Awassi sheep. *Livest Prod Sci* 2001; 71:37-47.
8. Albarán-Portillo B, Pollott GE. Genetic parameters derived from using a biological model of lactation on records of commercial dairy cows. *J Dairy Sci* 2008; 91:3639-3648.
9. Wood PDP. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 1967; 216:164-165.
10. Brody S, Ragsdale AC, Turner CW. The relation between the initial rise and the subsequent decline of milk secretion following parturition. *J Gen Physiol* 1924; 6:541-545.
11. Wilmink JBM. Comparison of different methods of predicting 305 - day milk yield using means calculated from within herd lactation curves. *Livest Prod Sci* 1987; 17:1-17.
12. Papajcsik IA, Bodero J. Modeling lactation curves of Friesian cows in a subtropical climate. *Anim Prod* 1988; 47:201-207.
13. SAS/STAT: Guide for Personal Computer [programa de ordenador]. Versión 9.1 Cary (NC): SAS Institute Incorporation; 2006.
14. MTDFREML: A set of programs to obtain estimates of variance and covariances [programa de ordenador]. Washington (DC): Agricultural Research Service; 1995.
15. Rekik B, Gara AB. Factors affecting the occurrence of atypical lactations for Holstein-Friesian cows. *Livest Prod Sci* 2004; 87(2):245-250.
16. Fadlelmoula AA, Yousif IA, Nikhaila AM. Lactation Curve and Persistency of Crossbred Dairy Cows in the Sudan. *J Appl Sci Res* 2007; 3(10):1127-1133.
17. Hatungumukama G, Leroy PL, Detilleux J. Effects of Non-Genetic Factors on Daily Milk Yield of Friesian Cows in Mahwa Station (South Burundi). *Revue Élev Méd vét Pays trop* 2008; 61(1):45-49.
18. Cerón M, Tonhati H, Costa C, Solarte C, Benavides O. Factores de ajuste para producción de leche en bovinos Holstein colombiano. *Rev Col Cienc Pec* 2003; 16(1): 26-32.