

Modelación de la curva de lactación en vacas Holstein de un establo en el valle de Huaura, Perú

Modeling the lactation curve in Holstein cows from a dairy farm in the valley of Huaura, Peru

Angel Vásquez R.^{1,4}, María Elisa C. García S.², Emmanuel Sessarego D.^{1,3}, Néstor Chagra A.¹

RESUMEN

La investigación tuvo como objetivo modelar la curva de lactación en vacas lecheras, con modelos no lineales (MNL) y modelos mixtos no lineales (MMNL), en un establo de crianza intensiva durante el periodo 2007-2013. Se analizaron 22 173 datos referidos a controles quincenales de producción de leche (kg), correspondientes a 1302 lactaciones y 668 vacas Holstein. Se utilizaron los modelos matemáticos de Brody, Wood, Cobby y Wilmink evaluando cuatro MNL y cuatro MMNL, considerando como efecto aleatorio a la vaca a través del paquete estadístico SAS v. 9.4. Aplicando la información del método de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC), los MMNL resultaron ser los de mejor ajuste para la curva de lactancia a 305 días. El modelo mixto de Wood fue el de mejor ajuste para el primer parto y el modelo mixto de Wilmink para los demás partos. Asimismo, se determinó el pico de producción, días al pico de producción, rendimiento productivo porcentual por tercios durante la lactación y la producción a 305 días según el número de parto.

Palabras clave: Holstein, curva de lactación, modelos no lineales, pico de producción, producción a 305 días, Huaura

¹ Escuela Profesional de Ingeniería Zootécnica, Facultad de Ingeniería Agraria, Industrias Alimentarias y Ambiental, Universidad José Faustino Sánchez Carrión, Huacho, Perú

² Departamento de Producción Animal, Facultad de Zootecnia, Universidad Agraria La Molina, Lima, Perú

³ Instituto Veterinario de Investigaciones Tropicales y de Altura (IVITA) – Huaral, Facultad de Medicina Veterinaria, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

⁴ E-mail: vasquez.avr@gmail.com

El presente trabajo es derivado de la Tesis de Maestría intitulada: «Curva de lactación en ganado bovino lechero con modelos no lineales en un establo del valle de Huaura», del Ing. Angel Vásquez Requena, Universidad Nacional Agraria La Molina

Recibido: 20 de diciembre de 2019

Aceptado para publicación: 30 de octubre de 2020

Publicado: 23 de febrero de 2021

ABSTRACT

The aim of this research was to model the lactation curve in dairy cows with nonlinear models (MNL) and nonlinear mixed models (NLMM), in an intensive breeding dairy farm during the period 2007-2013. In total, 22 173 data referred to biweekly milk production controls were analysed, corresponding to 1302 lactations and 668 Holstein cows. The Brody, Wood, Cobby and Wilmink mathematic models were used evaluating NLM and NLMM, considering the cow as a random effect using SAS v. 9.4 statistical package. Applying information from Akaike (AIC) and Bayesian (BIC) method, NLMM was found to be the best fit for the 305-day lactation curve. Wood mixed model was the best fit for the first calving and Wilmink mixed model for the other calvings. Likewise, production peak, days to production peak, percent productive yield by thirds during the lactation period and production at 305 days according to the number of calving were determined.

Key words: Holstein, lactation curve, non-linear models, peak production, production at 305 days, Huaura

INTRODUCCIÓN

La determinación de la curva de lactación representa la producción de leche durante toda la campaña productiva, la que normalmente se estandariza a 305 días (Duchacek *et al.*, 2012). Dentro de una lactancia se pueden distinguir indicadores de desempeño, como producción máxima, producción por fases o tercios de lactación y la persistencia lechera, los cuales pueden tener modificaciones por eventualidades de estrés (Zamorano *et al.*, 2018). De la misma manera, en los establos lecheros se busca mejores persistencias, ya que ello proporcionaría mayor desempeño productivo, obteniendo una mayor rentabilidad (Tekerli *et al.*, 2000; Jakobsen *et al.*, 2002; Atashi *et al.*, 2013).

El estudio de la curva de lactación en países emergentes es muy escaso, a diferencia de los países desarrollados donde se han realizado un gran número de estudios (Quinn *et al.*, 2003). La identificación del comportamiento de la lactancia en un establo lechero es fundamental para poder analizar la situación y tomar decisiones para la mejora productiva (Macciotta *et al.*, 2011). Existen di-

versos modelos matemáticos que son útiles para estimar la producción lechera a partir de controles mensuales (Rodríguez *et al.*, 2005; Quintero *et al.*, 2007; López *et al.*, 2015). Así, Palacios *et al.* (2016) utilizaron la modelación matemática de Wood, Ali-Schaeffer, Wilmink, y Polinomios de Legendre para modelar comportamientos de lactancias individuales en ganado bovino lechero Siboney de Cuba, mientras que Guerra *et al.* (2018) utilizaron los modelos lineales cuadrático logarítmico, polinomial inversa, y Wood, Wilmink y Cobby-Le Du, para determinar la mejor curva de ajuste en vacas Holstein al pastoreo. Apaza-Huallpa *et al.* (2016) utilizaron el modelo propuesto por Wood (1967) para estimar la producción lechera en vacas mestizas del altiplano de Bolivia. Asimismo, Ling *et al.* (2018) utilizaron seis modelos (Gaines, Sikka, Nelder, Wood, Dhanoa y Hayashi) para estimar la campaña de producción de leche a 305 días en ganado bovino Holstein chino. En general, estos modelos se pueden utilizar para predecir la producción de leche a 305 días y servir como herramienta para toma de decisiones sobre el manejo y para la evaluación genética del ganado.

En Perú, se producen 2 066 125 t de leche fresca al año (MINAGRI, 2018), con una población de vacas en crecimiento por establo y con un número creciente de establecimientos ganaderos. El bovino es la segunda especie más importante del subsector pecuario, con una participación del 5.0% del valor bruto de la producción agropecuaria (MINAGRI, 2017). En tal sentido, los grandes establos lecheros en la provincia de Huaura, Lima, se encuentran entre los de mayor productividad en el país. Ante dicha situación, en el presente estudio se trabajó con datos productivos de uno de los establos más representativos de la zona, con el objetivo de modelar las curvas de lactación, aplicando modelos no lineales y mixtos para elegir la curva de mejor ajuste con la información de selección de Akaike y Bayesiano.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se realizó en un establo lechero del distrito de Vegueta, provincia de Huaura, departamento de Lima, Perú. El establo presenta un sistema de crianza intensiva, y posee ganado bovino especializado (predominando la raza Holstein), bajo ordeño mecánico tres veces al día y con alimentación a base de maíz chala y concentrado.

Se emplearon registros de controles lecheros de primer, segundo y tercer o más partos (3°-7°), contabilizándose 22 173 controles quincenales de leche provenientes de 1302 partos de 668 vacas, durante el periodo 2007-2013 (Cuadro 1).

Los controles lecheros se encontraban almacenados en el programa InfoMilk v. 3.0, los cuales fueron transferidos a plantillas de Excel® y analizados con el programa estadístico SAS v. 9.4, utilizando el NLMIXED para el análisis fijo y aleatorio de los diferentes modelos no lineales y mixtos.

Los modelos no lineales utilizados para determinar la curva de lactanciación fueron los siguientes:

- Modelo Wood: $y(\text{día}) = (\beta_0) * (\text{día}^{\beta_1}) * (e^{-\beta_2 * \text{día}})$
- Modelo Wilmink: $y(\text{día}) = (\beta_0) + (-\beta_1) * \text{día} + (-\beta_2) * (e^{-0.05 * \text{día}})$
- Modelo Cobby: $y(\text{día}) = (\beta_0) - \beta_1 * \text{día} - (\beta_0) * (e^{-\beta * \text{día}})$
- Modelo Brody: $y(\text{día}) = (\beta_0) * (e^{-\beta_1 * \text{día}}) - (\beta_0) * (e^{-\beta_2 * \text{día}})$

donde β_0 = constante asociada con el nivel inicial de producción de leche; β_1 = parámetro de tasa de incremento hasta el pico de la lactación, y β_2 = tasa de descenso después del pico de la lactancia.

Los modelos mixtos no lineales utilizados, incluyendo efectos aleatorios correspondientes al β_0 de cada modelo fueron los siguientes:

- Modelo Wood: $y(\text{días}) = (\beta_0 + \beta_{01}) * (\text{días}^{\beta_1}) * (e^{-\beta_2 * \text{días}})$
- Modelo Wilmink: $y(\text{días}) = (\beta_0 + \beta_{01}) + (-\beta_1) * \text{días} + (-\beta_2) * (e^{-0.05 * \text{días}})$
- Modelo Cobby: $y(\text{días}) = (\beta_0 + \beta_{01}) - \beta_1 * \text{días} - (\beta_0 + \beta_{01}) * (e^{-\beta_2 * \text{días}})$
- Modelo Brody: $y(\text{días}) = (\beta_0 + \beta_{01}) * e^{-\beta_1 * \text{días}} - (\beta_0 + \beta_{01}) * (e^{-\beta_2 * \text{días}})$

Cuadro 1. Población de vacas Holstein y número de controles de producción láctea utilizados para el desarrollo de modelos de predicción láctea

Lactancia	Vacas (n)	Control lechero (n)	Edad (meses)
Primera	449	7,310	24.4 ± 0.2
Segunda	391	6,294	38.3 ± 0.2
Tercera – Séptima	281	8,569	55.6 ± 0.5

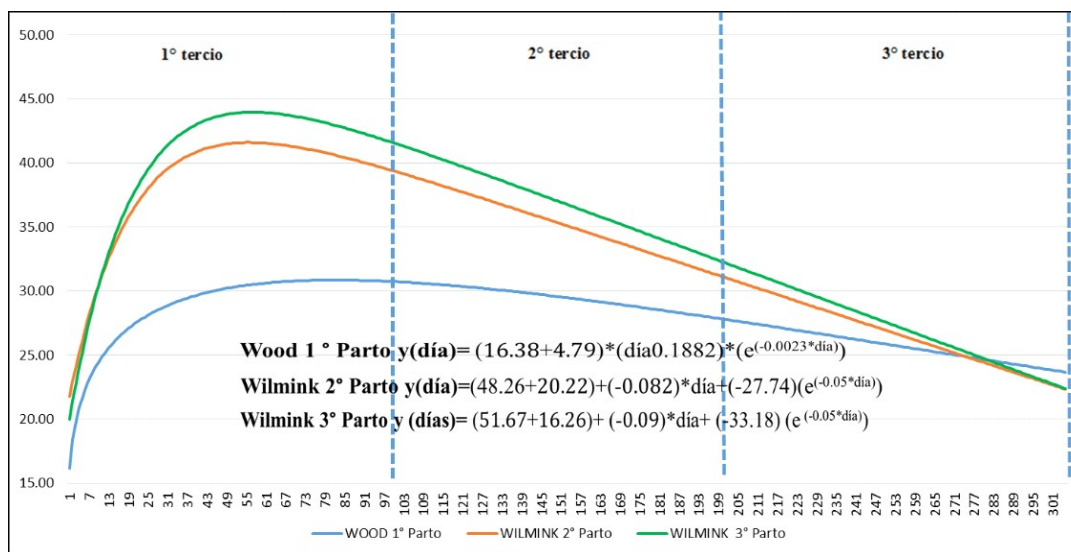


Figura 1. Curvas de lactación según el número de parto para vacas Holstein con modelos mixtos no lineales en un establo de la provincia de Huaura, Lima, Perú

donde $\beta_0 =$ de la i -ésima lactancia, $\beta_{0i} \sim N - (0, \sigma^2)$ = variable no visible que proporciona desviación al azar del coeficiente; $e_{ij} \sim N - (0, \sigma^2)$ = error referido a la variabilidad por vaca de los controles lecheros que no se explican en el modelo y que representan el comportamiento de la curva de lactación, que está siendo alterada al azar y que no se toma en cuenta.

Los indicadores para evaluar el ajuste de las curvas de lactancia fueron la información de Akaike (AIC) y de Bayesiano (BIC), ya que brindan la información necesaria para poder elegir el mejor modelo de ajuste, el cual deberá corresponder al modelo que tenga el menor valor numérico. Al elegir el modelo de mejor ajuste se obtendrán los parámetros de la curva de lactación: $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ de los modelos fijos y $\beta_0, \beta_{01}, \beta_1, \beta_2$ para los modelos mixtos, así como una representación gráfica de las curvas de lactación para los modelos de cada parto (primer, segundo y tercero a más), al reemplazar el día de lactación en el modelo.

La aplicación práctica de los modelos fue expresada en el pico y días al pico de producción láctea, en la persistencia de la campaña (%) y en la estimación de la producción total a 305 días.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los modelos mixtos no lineales mostraron el mejor ajuste para las vacas de primer parto, debido a que los criterios AIC y BIC fueron los más bajos en comparación con los modelos no lineales (Cuadro 2) y la varianza del error se redujo en 53.15%. El modelo de mejor ajuste fue el de Wood, seguido de Wilmink, Cobby y Brody, lo cual es corroborado por Rodríguez *et al.* (2005) y Figueiredo *et al.* (2010), quienes mencionan que el modelo de Wood tuvo mejor ajuste a la curva de lactancia, y con el trabajo de Apaza-Huallpa *et al.* (2016) en vacas mestizas del altiplano boliviano. No obstante, Martínez *et al.* (2019) encontraron un mejor ajuste con el modelo de Wilmink.

Cuadro 2. Modelos no lineales vs. modelos mixtos no lineales para ganado bovino lechero de primer parto (Huaura, Perú)

Ítem	Wood (1967)	Wilmlink (1987)	Cobby (1978)	Brody (1924)
Ajuste de modelo no lineal, sin incluir efectos aleatorios				
$\beta_0 \pm$ E.E.	16.4159 \pm 0.361	34.1301 \pm 0.1723	32.2878 \pm 0.1676	32.3416 \pm 0.1804
$\beta_1 \pm$ E.E.	0.1880 \pm 0.0064	-0.0317 \pm 0.0009	0.0232 \pm 0.0009	0.0008 \pm 0.0000
$\beta_2 \pm$ E.E.	0.0023 \pm 0.0001	-16.1349 \pm 0.5152	0.1666 \pm 0.0079	0.1660 \pm 0.0080
σ_e^2	30.4669 \pm 0.500	30.6323 \pm 0.5067	32.4489 \pm 0.5367	32.5607 \pm 0.5386
AIC	45729	45768	46189	46214
BIC	45756	45795	46217	46242
Componentes de la lactación				
Días al pico	82	65	33	32
Pico (kg)	31.13	31.44	31.39	31.38
Prod. total a 305 días	8,611	8,615	8,589	8,591
Ajuste de modelo no lineal, incluyendo efecto aleatorio b1				
$\beta_0 \pm$ E.E.	16.3749 \pm 0.283	34.1908 \pm 0.2199	32.3840 \pm 0.2219	32.3228 \pm 0.2445
$\beta_1 \pm$ E.E.	0.1882 \pm 0.0047	-0.0315 \pm 0.0007	0.0231 \pm 0.0007	0.0008 \pm 0.0000
$\beta_2 \pm$ E.E.	0.0023 \pm 0.0000	-16.1626 \pm 0.3782	0.1631 \pm 0.0056	0.1643 \pm 0.0058
σ_{b1}^2	4.7852 \pm 0.3754	14.5621 \pm 1.0421	15.0737 \pm 1.0863	18.6816 \pm 1.3559
σ_e^2	16.1940 \pm 0.275	16.2726 \pm 0.2779	18.0165 \pm 0.3076	18.3153 \pm 0.3127
AIC	42338	42373	43078	43186
BIC	42359	42393	43099	43207
Componentes de la lactación				
Días al pico	83	65	33	33
Pico (kg)	31.16	31.51	31.47	31.38
Prod. total a 305 días	8,639	8,641	8,615	8,617

donde: $\beta_0, \beta^1, \beta_2$ = Coeficientes de regresión para modelos no lineales evaluados

σ_e^2 = Varianza del error

σ_{b1}^2 = Varianza correspondiente al efecto aleatorio b1

AIC = Criterio de información de Akaike

BIC = Criterio de información Bayesiano

Cuadro 3. Modelos no lineales vs. modelos mixtos no lineales para ganado bovino lechero de segundo parto (Huaura, Perú)

Ítem	Wood (1967)	Wilmink (1987)	Cobby (1978)	Brody (1924)
Ajuste de modelo no lineal. sin incluir efectos aleatorios				
$\beta_0 \pm EE$	18.1123 \pm 0.4830	48.0428 \pm 0.2528	45.8721 \pm 0.2599	47.1797 \pm 0.3363
$\beta_1 \pm EE$	0.2605 \pm 0.0078	-0.0807 \pm 0.0013	0.0708 \pm 0.0014	0.0020 \pm 0.0000
$\beta_2 \pm EE$	0.0041 \pm 0.0001	-27.2281 \pm 0.763	0.1129 \pm 0.0041	0.1053 \pm 0.0039
σ_e^2	56.9805 \pm 1.0158	57.1553 \pm 1.0189	59.7311 \pm 1.0648	60.7942 \pm 1.0837
AIC	43314	43334	43611	43722
BIC	43341	43361	43638	43749
Componentes de la lactación				
Días al pico	64	57	38	38
Pico (kg)	41.29	41.87	42.55	42.83
Prod. total a 305 días	10,357	10,335	10,304	10,309
Ajuste de modelo no lineal. incluyendo efecto aleatorio b1				
$\beta_0 \pm E.E.$	17.9716 \pm 0.4017	48.2587 \pm 0.3042	46.0864 \pm 0.3140	46.9919 \pm 0.4042
$\beta_1 \pm E.E.$	0.2616 \pm 0.0062	-0.0816 \pm 0.0011	0.0716 \pm 0.0011	0.0020 \pm 0.0000
$\beta_2 \pm E.E.$	0.0040 \pm 0.0001	-27.7354 \pm 0.611	0.1114 \pm 0.0032	0.1063 \pm 0.0032
σ_{b1}^2	5.0532 \pm 0.4576	20.2182 \pm 1.6056	21.4064 \pm 1.7081	34.6362 \pm 2.8288
σ_e^2	37.2995 \pm 0.6863	36.1131 \pm 0.6645	38.3789 \pm 0.7062	41.1543 \pm 0.7572
AIC	41509	41340	41708	42094
BIC	41529	41360	41728	42113
Componentes de la lactación				
Días al pico	65	57	38	38
Pico (kg)	41.26	42.01	42.70	42.764
Prod. total a 305 días	10,382	10,371	10,323	10,334

donde: $\beta_0, \beta^1, \beta_2$ = Coeficientes de regresión para modelos no lineales evaluados

σ_e^2 = Varianza del error

σ_{b1}^2 = Varianza correspondiente al efecto aleatorio b1

AIC = Criterio de información de Akaike

BIC = Criterio de información Bayesiano

Cuadro 4. Modelos no lineales vs. modelos mixtos no lineales para ganado bovino lechero de tercer a más partos (Huaura, Perú)

Ítem	Wood (1967)	Wilmink (1987)	Cobby (1978)	Brody (1924)
Ajuste de modelo no lineal. sin incluir efectos aleatorios				
$\beta_0 \pm EE$	16.6458±0.417	51.8245±0.2415	49.7811±0.2631	51.8870±0.3669
$\beta_1 \pm EE$	0.3043±0.0073	-0.0940±0.0013	0.0847±0.0014	0.0023±0.0000
$\beta_2 \pm EE$	0.0046±0.0001	-33.0349±0.7216	0.0933±0.0027	0.0853±0.0026
σ_e^2	70.7196±1.080	70.8482±1.0824	73.7373±1.1265	75.2028±1.1489
AIC	60819	60834	61177	61346
BIC	60847	60863	61205	61374
Componentes de la lactación				
Días al pico	66	57	43	43
Pico (kg)	43.91	44.55	45.24	45.61
Prod. total a 305 días	10,777	10,776	10,723	10,728
Ajuste de modelo no lineal. incluyendo efecto aleatorio b1				
$\beta_0 \pm EE$	16.5097±0.374	51.6733±0.3193	49.6296±0.3493	51.1760±0.4226
$\beta_1 \pm EE$	0.3035±0.0062	-0.0939±0.0011	0.0846±0.0012	0.0023±0.0000
$\beta_2 \pm EE$	0.0046±0.0001	-33.1865±0.6161	0.0927±0.0023	0.0863±0.0022
σ_{b1}^2	4.4703±0.4595	16.2589±1.2121	19.6246±1.5751	21.9120±1.4323
σ_e^2	51.6615±0.803	51.2019±0.8034	53.4438±0.8357	57.6951±0.9230
AIC	58827	58699	59082	59566
BIC	58846	58717	59100	59584
Componentes de la lactación				
Días al pico	67	57	43	43
Pico (kg)	43.56	44.39	45.06	45.18
Prod. total a 305 días	10,738	10,734	10,677	10,698

donde: $\beta_0, \beta^1, \beta_2$ = Coeficientes de regresión para modelos no lineales evaluados

σ_e^2 = Varianza del error

σ_{b1}^2 = Varianza correspondiente al efecto aleatorio b1

AIC = Criterio de información de Akaike

BIC = Criterio de información Bayesiano

Cuadro 5. Producción de leche y días al pico de la lactación para modelos mixtos no lineales según el número de parto en un establo de la provincia de Huaura (Lima, Perú)

Pico de la lactancia	Wood	Wilmink	
	1° parto	2° parto	≥3° partos
Días en lactación	83	57	57
Producción (kg)	31.16	42.00	44.39

Los modelos mixtos no lineales presentaron el mejor ajuste en las vacas en producción de segundo parto. Lo anterior debido a que los criterios AIC y BIC tuvieron los valores más bajos y se disminuyó la varianza del error en 63.18%. El modelo de mejor ajuste fue Wilmink, seguido de Wood, Cobby y Brody (Cuadro 3); tal y como fue demostrado por Martínez *et al.* (2019).

Para las vacas en producción de tres a más partos, los modelos mixtos no lineales también tuvieron el mejor ajuste; ya que los criterios AIC y BIC mostraron ser los más bajos, y la reducción de la varianza del error en 72.26%. El modelo de mejor ajuste fue Wilmink, seguido de Wood, Cobby y Brody (Cuadro 4); sin embargo, Ferreira *et al.* (2015) reportaron al modelo Wood como la mejor opción para ganado Holstein para todas las pariciones (1-6), debido a su simplicidad y menor número de parámetros.

Los modelos mixtos no lineales presentaron los mejores criterios de ajuste para la curva de lactación. En el presente estudio, el mejor ajuste para el primer parto fue el modelo mixto no lineal de Wood y para el segundo y más partos el modelo mixto no lineal de Wilmink (Figura 1). Por otro lado, en la misma figura se observa que el primer parto presenta una curva con menor pico de producción, pero con mejor persistencia; caso contrario a lo observado para el segundo parto y

de tres a más partos, los cuales presentaron un mayor pico de producción, pero con menor persistencia.

En modelos mixtos no lineales, se observó que el pico de producción para la primera lactancia se presentó más tardíamente que en las demás lactancias (Cuadro 5), pero con una menor producción láctea (kg) en comparación con la producción en la segunda y demás lactancias. Según Hale *et al.* (2003), la máxima producción de leche se produjo en la semana siete para las vacas ordeñadas dos veces al día y durante la semana ocho para las ordeñadas tres veces al día. Asimismo, Otwinowska-Mindur y Ptak (2016), utilizando el modelo de Wilmink, obtuvieron 23 kg en el primer parto y 28-30 kg en el pico de la segunda y tercera lactación, ocurriendo esto alrededor de los 38 días en producción para vacas Holstein con dos ordeños, mientras que Duque *et al.* (2018) indican que los niveles de producción aumentaron en las primeras cinco lactancias, pero con mayor persistencia en las primeras lactancias, de allí que el modelo Wood sería el que mejor se ajusta para el ganado Holstein colombiano.

Por otro lado, Strapáková *et al.* (2016) mencionan que vacas con alto mérito genético para persistencia lechera tienden a tener un menor mérito genético para la producción de leche, lo cual puede influir en la persistencia

Cuadro 6. Persistencia lechera respecto al pico y caída mensual de la persistencia (%), según modelos mixtos no lineales en un establo de la provincia de Huaura (Lima, Perú)

Mes ¹	1° parto – Wood			2° parto – Wilmink			≥3° - Wilmink		
	Px. mensual	Persistencia		Px. mensual	Persistencia		Px. mensual	Persistencia	
		Al pico	Caída mensual		Al pico	Caída mensual		Al pico	Caída mensual
1	779			1252			1025		
2	922			1228	100		1333	100	
3	949	100		1187	97	3	1332	100	0
4	943	99	1	1129	92	8	1264	95	5
5	953	100	0	1103	90	10	1181	89	11
6	836	88	12	935	76	24	1025	77	23
7	890	94	6	969	79	21	1076	81	19
8	826	87	13	868	71	29	920	69	31
9	814	86	14	827	67	33	858	64	36
10	727	77	23	703	57	43	719	54	46
Total	8,639			10,201			10,734		

¹ Mes de producción de leche

Cuadro 7. Rendimiento productivo porcentual por tercio de lactancia según el número de parto en un establo de la provincia de Huaura (Lima, Perú)

Etapa	Rango (días)	Parámetro esperado ¹ (%)	Rendimiento productivo (%)		
			Wood	Wilmink	Wilmink
			1° lactancia	2° lactancia	3° lactancia
I	0 - 100	45	34	37	38
II	100 - 200	32	35	35	35
III	200 - 305	23	32	28	27

¹ Según Cartier E y Cartier J (2004)

Cuadro 8. Producción de leche a 305 días estimada según modelos mixtos no lineales por número de parto en un establo de la provincia de Huaura (Lima, Perú)

Lactancia	Producción a 305 días (kg)	Porcentaje (%)	Modelo mixto no lineal
1°	8,639	80%	Wood
2°	10,371	97%	Wilmink
≥3°	10,734	100%	Wilmink

de las curvas de lactancia entre primíparas y multíparas.

En el Cuadro 6 se muestra la persistencia de la producción de leche según modelos mixtos no lineales de mejor ajuste, así como la producción acumulada mensual de acuerdo con el número de parto y sus porcentajes de caída. En la primera lactancia, la caída mensual se presenta al sexto mes con la curva de Wood, debido a que en el establo evaluado recategorizan las vacas por niveles de producción al sexto mes de lactación, trasladando a los animales a otro corral, donde al cambiar de ración y pasar de tres a dos ordeños al día, provocan un desbalance nutricional y estrés, demorando en adaptarse, por lo que decae la producción y la persistencia lechera.

El rendimiento productivo porcentual por etapas productivas para la primera, segunda y tercera a más lactancias se presenta en el Cuadro 7. Los modelos de Wood y Wilmink obtuvieron similares rendimientos productivos por lactancia; lo que difiere de lo reportado por Cartier E y Cartier J (2004), quienes indican que la proporción adecuada es de 45, 32 y 23% para cada uno de los tercios de la lactación.

En el Cuadro 8 se presenta la producción de leche a 305 días estimada con los modelos seleccionados, según el número de lactancia. En la primera lactación, la producción fue menor que en la segunda y tercera a más lactaciones. El primer parto representa el 80% de su máxima producción; el segundo parto el 97% ciento y el tercer parto a más representa el 100%; resultados que difieren de Olivera (2001) quién menciona potenciales productivos de 85, 97 y 100% de la capacidad máxima de producción para las tres primeras lactaciones, respectivamente.

Utilizando los modelos mixtos no lineales de mejor ajuste (Wood y Wilmink para el primero y demás partos, respectivamente); se pudo estimar la producción de leche estimada a 305 días (kg). Esto es confirmado por Torshiziy Hosseinpour (2015), al indicar que el mejor modelo para realizar estimaciones de producción lechera a 305 días en vacas lecheras Holstein primíparas con tres ordeños es el de Wood.

Las estimaciones de producción de leche a 305 días (Cuadro 7) fueron mayores a lo hallado por Sessarego *et al.* (2017), quienes reportaron producciones a 305 días de 8275 y 9068 kg para vacas Holstein de pri-

mer y segundo parto, respectivamente. De la misma manera, Castillo *et al.* (2019) mostraron una producción de leche a 305 días de 5360 kg en vacas Holstein de primer parto, mientras que Huamán *et al.* (2015), menciona que en vacas cruzadas F-1 (Gir x Holstein) de primer parto fue de 4031 kg mediante el modelo matemático Wood en la región de San Martín, Perú.

CONCLUSIONES

- Los modelos mixtos no lineales presentaron un mejor ajuste comparados con los modelos no lineales para curvas de lactación a 305 días en vacas Holstein.
- El modelo mixto no lineal de Wood fue el de mejor ajuste para la primera lactación y el modelo de Wilmink para el segundo y más partos.

LITERATURA CITADA

1. **Apaza-Huallpa Y, Loza-Murguía MG, Rojas-Pardo A, Achu-Nina C. 2016.** Determinación del comportamiento de la curva de lactancia y producción lechera del ganado Mestizo del Altiplano de la Provincia Omasuyos Departamento de La Paz. *J Selva Andina Anim Sci* 3:77-86.
2. **Atashi H, Zamiri MJ, Akhlaghi A, Dadpasand M, Sayyadnejad MB, Abdolmohammadi AR. 2013.** Association between the lactation curve shape and calving interval in Holstein dairy cows of Iran. *Iran J Vet Res* 14: 88-93.
3. **Cartier E, Cartier J. 2004.** Tambos - Análisis de sus procesos de producción con fines de costeo. En: XXVII Congreso Argentino de Profesores Universitarios de Costos. Tandil, Argentina.
4. **Castillo G, Vargas B, Hueckmann F, Romero J. 2019.** Factors that affect the production in first lactation of dairy cattle of Costa Rica. *Agron Mesoam* 30: 209-227. doi: 10.15517/am.v30i1.33430
5. **Duchacek J, Vacek M, Stadnik L, Beran J, Vodková Z, Rohlíková V, Nejdlová M. 2012.** Relationship between energy status and fertility in Czech Fleckvieh cows. *Acta U Agr Fac Silvi* 60: 67-74. doi: 10.11118/actaun-201260060067
6. **Duque NP, Casellas J, Quijano JH, Casals R, Such X. 2018.** Fitting lactation curves in a Colombian Holstein herd using nonlinear models. *Rev Fac Nac Agron Medellin* 71: 8459-8468. doi: 10.15446/rfna.v71n2.67424
7. **Ferreira A, Henrique D, Vieira R, Maeda E, Valotto A. 2015.** Fitting mathematical models to lactation curves from Holstein cows in the southwestern region of the state of Parana, Brazil. *An Acad Bras Cienc* 87: 503-517.
8. **Figueiredo D, Pereira J, Fonseca F, Fajardo O, Braga J, Azevedo J. 2010.** Selection of models of lactation curves to use in milk production simulation systems. *Rev Bras Zootec* 39: 891-902.
9. **Guerra M, Hernández R, Menéndez B. 2018.** Análisis de curvas de lactancia en vacas Holstein de la cuenca lechera de Chiriquí, República de Panamá. *Livestock Res Rural Dev* 30(4). [Internet]. Disponible en: <http://www.lrrd.org/lrrd30/4/rgue30065.html>
10. **Hale SA, Capuco AV, Erdman RA. 2003.** Milk yield and mammary growth effects due to increased milking frequency during early lactation. *J Dairy Sci* 86: 2060-2071. doi: 10.3168/jds.s0022-0302(03)73795-3
11. **Huamán P, Almeyda M, Isique H. 2018.** Modelación de la curva de lactación de vacas gir y cruces gir por holstein (F-1) en el trópico peruano. *Anales Científicos UNALM* 79: 511-518.
12. **Jakobsen JH, Madsen P, Jensen J, Pedersen J, Christensen LG, Sorensen DA. 2002.** Parámetros genéticos para la producción y persistencia de leche para Danish Holstein estimados en modelos de regresión aleatoria usando REML. *J Dairy Sci* 85: 1607-1616.

13. **Kong L, Li J, Li R, Zhao X, Ma Y, Sun S, Huang J, Ju Z, Hou M, Zhong J. 2018.** Estimation of 305-day milk yield from test-day records of Chinese Holstein cattle. *J Appl Anim Res* 46: 791-797.
14. **López S, France J, Odongo NE, McBride RA, Kebreab E, AlZahal O, McBride BW, et al. 2015.** On the analysis of Canadian Holstein dairy cow lactation curves using standard growth functions. *J Dairy Sci* 98: 2701-2712. doi: 10.3168/jds.2014-8132
15. **Ling-na Kong, Jian-bin Li, Rong-ling Li, Xiu-xin Zhao, Ya-bin Ma, Shao-hua Sun, Jin-ming Huang, et al. 2018.** Estimation of 305-day milk yield from test-day records of Chinese Holstein cattle. *J Appl Anim Res* 46:791-797.
16. **Olivera S. 2001.** Índices de producción y su repercusión económica para un establo lechero. *Rev Inv Vet Perú* 12: 49-54.
17. **Otwinowska-Mindur E. 2016.** Factors affecting the shape of lactation curves in Polish Holstein-Friesian cows. *Anim Sci Pap Rep* 34: 373-386.
18. **Macciotta N, Dimauro C, Rassu SPG, Steri R, Pulina G. 2011.** The mathematical description of lactation curves in dairy cattle. *Ital J Anim Sci* 10: 213-223. doi: 10.4081/ijas.2011.e51
19. **Martínez I, Ortíz IM, Rodríguez C. 2019.** A study of lactation curves in dairy cattle using the optimal design of experiments methodology. *Ital J Anim Sci* 18: 594-600. doi: 10.1080/1828051X-2018.1548913
20. **[MINAGRI] Ministerio de Agricultura y Riego. 2017.** Sistema integrado de estadísticas agrarias. Anuario estadístico de producción agrícola y ganadera. [Internet]. Disponible en: <https://www.minagri.gob.pe/portal/download/pdf/preg-frecuentes/pf-dea2019.pdf>
21. **[MINAGRI] Ministerio de Agricultura y Riego. 2018.** Anuario de Producción Pecuaria y Avícola 2018. [Internet]. Disponible en: <http://siea.minagri.gob.pe/siea/?q=noticias/anuario-produccion-pecuaria-y-avicola-2018>
22. **Palacios-Espinosa A, Domínguez-Viveros J, Padrón-Quintero Y, Rodríguez M, Rodríguez-Almeida FA, Espinoza-Villavicencio JL, Ávila-Serrano NY. 2016.** Caracterización de la curva de lactancia de bovinos Siboney con modelos no lineales mixtos. *Rev Mex Cienc Pecu* 7: 233-242. doi: 10.22319/rmcp.v7i2.4176
23. **Quintero JC, Serna JI, Hurtado NA, Rosero RN, Cerón-Muñoz M. 2007.** Modelos matemáticos para curvas de lactancia en ganado lechero. *Rev Colomb Cienc Pec* 20: 149-156.
24. **Quinn N, Killen L, Buckley F. 2003.** The factors affecting the lactation curve of Irish dairy cows. *Livestock Res Rural Dev* 16(6). [Internet]. Disponible en: <https://lrrd.cipav.org.co/lrrd16/6/epap16042.htm>
25. **Rodríguez L, Ara M, Huamán H, Echevarría L. 2005.** Modelos de ajuste para curvas de lactación de vacas en crianza intensiva en la cuenca de Lima. *Rev Inv Vet Perú* 16: 1-12. doi: 10.15381/rivep.v16i1.1517
26. **Sessarego D, Chávez C, Barrón L, Vásquez R, López C. 2019.** Edad al primer parto y productividad lechera del ganado bovino Holstein en la costa central del Perú. *Rev Inv Vet Perú* 30: 1603-1610. doi: 10.15381/rivep.v30i4.17153
27. **Strapáková E, Candrák J, Strapák P. 2016.** Genetic relationship of lactation persistency with milk yield, somatic cell score, reproductive traits, and longevity in Slovak Holstein cattle. *Arch Anim Breed* 59: 329-335. doi: 10.5194/aab-59-329-2016
28. **Torshizi E, Hosseinpour M. 2015.** Evaluation of various approaches in prediction of daily and lactation yields of

- milk and fat using statistical models in Iranian primiparous Holstein dairy cows. *Ir J Appl Anim Sci* 5: 81-87.
29. **Tekerli M, Akinci Z, Dogan I, Akcan A. 2000.** Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. *J Dairy Sci* 83: 1381-1386. doi: 10.3168/jds.S0022-0302(00)75006-5
30. **Wood PDP. 1967.** Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216: 164-165. doi: 10.1038/216164a0
31. **Zamorano AR, Sánchez CMA, Leyva CJC, Luna NP. 2018.** Componentes de la curva de lactancia en ganado Holstein con diferente número de partos y escenarios térmicos. En: XLII Congreso Nacional de Buiatría. Chihuahua, México.