

ARTÍCULO CIENTÍFICO

## EFFECTO DE LA EDAD A PRIMER SERVICIO, NÚMERO Y ÉPOCA DE PARTO SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LA CURVA DE LACTANCIA EN VACAS JERSEY

Miguel Ángel Castillo-Umaña<sup>1</sup>, Andrés Alpizar-Naranjo<sup>2</sup>, José Padilla-Fallas<sup>3</sup>,  
Juan Pablo Keim-San Martín<sup>4</sup>

### RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue determinar el comportamiento de las curvas de producción de leche en un hato bovino de la raza Jersey en Heredia Costa Rica, y el efecto que tiene sobre ésta el número de lactancia, edad al primer servicio, y época de parto. Se analizaron 12397 datos de producción de leche diarios, correspondientes a 237 lactancias mayores a 150 días, de 72 vacas entre el primero y el octavo parto, obtenidas de enero de 2005 a diciembre 2014. Para cada lactancia se determinó, producción total de leche, ajustada a 305 días y longitud de lactancia, luego se generaron curvas estándar de lactancia, utilizando la función del modelo  $Y_t = a + be^{-0,05t} + ct$ . Del total de lactancias, 177 se ajustaron al modelo ( $P < 0,01$ ), las cuales se utilizaron para determinar los efectos de los factores fijos. Los coeficientes del modelo (a, b y c) se estimaron utilizando el procedimiento NLIN de SAS. A partir de estos coeficientes, se obtuvieron los parámetros días y producción de leche al pico de lactancia. Los parámetros de las curvas de lactancia fueron analizados mediante el procedimiento MIXED de SAS, incluyendo los factores edad a la primera monta, número de lactancias y época de parto como efectos fijos. La significancia fue declarada con  $P < 0,05$ . El número de parto presentó efectos significativos sobre la producción de leche ajustada a 305 días, presentado mayor producción la 6ta lactancia. También, se observó que la edad a la primera monta de la vaca no presentaba efecto sobre la producción de leche, pero si sobre el comportamiento de la curva de lactancia. La época en que se da el parto también influye sobre la producción de leche ajustada a 305, cuando la lactancia se da en época seca, la producción de leche es significativamente mayor.

**Palabras claves:** producción de leche, longitud de lactancia, época de parto, edad de monta.

---

<sup>1</sup>Universidad Nacional. Escuela de Ciencias Agrarias. Heredia, Costa Rica. [miguel.castillo.umana@una.cr](mailto:miguel.castillo.umana@una.cr)

<sup>2</sup>Universidad Nacional. Escuela de Ciencias Agrarias. Heredia, Costa Rica. [okandrescr@gmail.com](mailto:okandrescr@gmail.com)

<sup>3</sup>Universidad Nacional. Escuela de Ciencias Agrarias. Heredia, Costa Rica. [padiacosta@gmail.com](mailto:padiacosta@gmail.com)

<sup>4</sup>Universidad Austral de Chile, Instituto de Producción Animal. Valdivia, Chile. [Juan.keim@uach.cl](mailto:Juan.keim@uach.cl)

## **ABSTRACT**

---

**Effect of the age at first service, number and calving season on the lactation curve performance of Jersey cows.** The objective of this investigation was to determine the characteristics of the lactation curves of a herd of Jersey dairy cows in Heredia Costa Rica and to explore the effect of number of lactation, age at first breeding, and calving season on milk production. A total of 12,397 daily milk production data were analyzed, corresponding to 237 lactations (longer than 150 days) of 72 cows which had had between one and eight calves. Lactations were obtained from January 2005 to December 2014. For each lactation, the total milk production, 305-daymilk production and the days of lactation were determined and standard lactation curves were generated using the Wilmink model function  $Y_t = a + be^{-0,05t} + ct$ . Of all the lactations, 177 were adjusted to the model ( $P < 0.01$ ) and were used to determine the effects of fixed factors. The coefficients of the model (a, b and c) were estimated using the NLIN procedure of SAS. These coefficients were used to calculate other important production parameters, such as days and milk production at peak lactation. The parameters of the lactation curves were analyzed according to the MIXED procedure of SAS with the factors, age at first breeding, number of lactations and calving season as fixed effects. Significance was declared with  $P < 0.05$ . The number of lactations had a significant effect on the 305-day milk production; the sixth lactation presented the highest average for this factor. Age at the first breeding had no effect on the 305-daymilk production but did have a significant effect on the form of the lactation curves. Calving season also influenced the 305-days milk production significantly, in that when calving occurred in the dry season milk production was significantly higher than when calving occurred in the rainy season.

**Keywords:** milk production, lactation length, calving season, age of breeding.

## **INTRODUCCIÓN**

---

A través de su periodo de lactancia, las vacas presentan niveles de producción de leche variables. Con los datos individuales de producción diarios o semanales, se puede realizar una gráfica o curva, que muestra esta variación en el comportamiento productivo de cada animal o de un hato en general.

Ésta curva, tiene características que son particulares de cada animal, dependiendo del sistema productivo en que se encuentre, sin embargo, normalmente ésta muestra una pendiente creciente hasta un nivel de máxima producción o pico de lactancia, y luego una pendiente decreciente también conocida como persistencia. En hembras rumiantes la curva de producción de leche ha sido objeto de gran cantidad de investigación, y con evidente razón, debido a la importancia biológica y económica del proceso de la lactancia (Vargas y Ulloa, 2008).

La producción de leche en ganado bovino se encuentra afectada por varios factores que contribuyen en grado variable a la expresión fenotípica del animal (Vargas y Ulloa, 2008). Dentro de los factores ambientales, la época de parto es de los que más influyen en la producción de leche (Cañas et al., 2011, Pérez et al., 2007). Adicionalmente, características de la curva como el momento del pico de la lactancia y el nivel absoluto de este pico, son altamente dependientes de factores raciales y genéticos (Vargas y Ulloa, 2008).

En cada hato lechero se podría generar una curva de lactancia por cada vaca, la cual es distinta para cada uno de los animales, y además difiere según factores como el periodo de lactancia o la época de parto. Por lo tanto, es posible generar tantas curvas como lactancias existan en cada finca, las cuales en su conjunto, no son prácticas para considerarlas como un criterio de manejo de los animales. De ahí se desprende la importancia de conocer niveles estándar de producción de leche por grupo de animales, con características similares como misma etapa de lactancia, época de parto, nivel productivo, o número de lactancia, con el objetivo de implementar prácticas de manejo de

hato ajustado, que maximice los rendimientos, como la nutrición, la alimentación, entre otros (Wilmink, 1987). Además, esto permitiría realizar proyecciones de producción de leche, y podrían servir como criterio de manejo productivo y de descarte de animales que no cumplen con ciertos niveles de producción (DeNoronha et al., 2010).

Se han planteado varios modelos matemáticos que describen el comportamiento de la curva de lactancia, utilizando funciones lineales, no lineales o exponenciales. Sin embargo, no todos los modelos matemáticos se adecúan a una curva de lactancia típica para un hato en específico (Quintero et al., 2007). El modelo no lineal planteado por Wilmink (1987), describe de buena manera la curva de producción de leche estándar de un hato lechero. La curva de producción de leche se puede describir adecuadamente a través del nivel de producción de la curva (a), la tasa de incremento antes del pico de producción (b) la tasa de declive de la curva después del pico de producción(c) (Wilmink, 1987).

En Costa Rica, Vargas y Ulloa (2008) han realizado estudios que describen el comportamiento de la curva de lactancia en diferentes zonas agroecológicas del país, y con distintos tipos raciales incluyendo la raza Jersey, utilizando el modelo de Wood (1967), el cual es un modelo similar al de Wilmink, que estima tres coeficientes que describen la curva de lactancia. Sin embargo, es importante estudiar las posibles variaciones en la producción de leche dependiendo del número de lactancia, y la época del año en un mismo sistema productivo en función del establecimiento de adecuadas prácticas de manejo zootécnico.

El objetivo del presente estudio fue, determinar parámetros productivos y el comportamiento de las curvas de producción de leche en un hato bovino de la raza Jersey, y el efecto que tiene sobre esta, el número de lactancias, la edad a primera monta y la época de parto.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

---

### ***Ubicación y clima***

La investigación se realizó en la Finca Experimental Santa Lucía (FESL) de la Escuela de Ciencias Agrarias de la Universidad Nacional de Costa Rica, la cual se ubica en los 10° 1'

20" de latitud Norte y 84° 06' 45" de longitud Oeste, a una altitud de 1250 msnm, en el cantón de Barva (provincia de Heredia, Costa Rica). El clima de la zona experimental se caracteriza por presentar una precipitación anual de 2403mm. La humedad relativa es de 81,08 % y la temperatura media anual es de 20,1 °C, con mínimas de 14,7 °C y máximas de 26,80 °C; lo que genera un índice de temperatura y humedad (ITH) de 67,2 (Armstrong, 1994).

Durante la época más seca del año (diciembre-abril), la precipitación media es de 247,5 mm, con temperaturas promedio de 20,1 °C y en la época más lluviosa (mayo-noviembre), la precipitación es de 2156 mm con temperatura media de 20,1 °C (IMN, 2017).

### ***Animales y su manejo***

Los animales utilizados fueron vacas Jersey en etapa productiva, con promedios de producción de leche de 16,21 kg día<sup>-1</sup> en la época seca y 15,34 kg día<sup>-1</sup> en la época lluviosa. Éstas fueron ordeñadas dos veces al día, en horario de 05:00 h y 15:00 h. El ordeño se realizó con las prácticas sanitarias y de manejo correspondientes. La producción de leche por vaca/día<sup>-1</sup> se registró una vez por semana. Las vacas recibieron desparasitaciones internas y externas. Las desparasitaciones externas se realizaron cada 45 días mediante baños con amitraz 12,5%, diclorvos, o Eprinomectina. Para las desparasitaciones internas se utilizaba Febendazole. El hato en estudio se encontraba libre de tuberculosis y brucelosis.

Durante todos los años de recolección de datos, los animales se manejaron en condiciones de pastoreo, bajo un sistema rotacional de potreros con pasto Estrella Africana (*Cynodon nfluensis*) divididos en 30 apartos, con un área promedio de 5000 metros cuadrados. Se manejó un periodo de recuperación de la pastura de 28 días, y un día de ocupación por apto, se implementó el sistema de pastoreo de grupos líderes y seguidoras (vacas en producción y secas, respectivamente).

Los animales en producción se suplementaron durante su estancia en las instalaciones con 2,3 kg MS/animal/día de forrajes de corte, de manera alternada utilizando King grass (*Pennisetumpurpleum*), Sorgo forrajero (*Sorghumalmun*), Morera (*Morus alba*) y Maíz

(*Zea mays*). Durante la época seca, también se suplementó con 1,5 kg MS/animal/día de heno de transvala (*Digitariadecumbens*). Además, se suministró alimento concentrado en comederos al momento del ordeño, el valor nutricional de éste fue de 16% de proteína cruda, 1.86 Mcal/kg MS de ENI, 0,9% Ca y 0,6% P; la cantidad en kg/vaca/día se ofreció en función al número de parto y los kg/animal/día de leche producidos, utilizando el siguiente criterio: en animales de primer parto, se les ofreció 1 kg por cada 1,5 kg de leche producida por encima de los 5 kg. A vacas de segundo parto, se les ofreció 1 kg por cada 1,5 kg de leche producida por encima de los 6 kg, y a las vacas de tercer parto o más, se les ofreció 1 kg por cada 1,5 kg de leche producida por encima de los 7 kg.

Las vacas fueron suplementadas con sales minerales y agua a libre consumo durante todo el año, y melaza de caña de azúcar a razón de 0,5 kg/animal/día durante la época seca únicamente.

Toda la reproducción del hato en estudio se realizó mediante la técnica de inseminación artificial. Las vacas fueron sometidas periódicamente a exámenes ginecológicos mensuales, y el diagnóstico de preñez se realizó mediante el tacto rectal por un profesional competente. El criterio de peso para la primera monta de las novillas era de 225 kg PV, y se tenía como objetivo alcanzar este peso en aproximadamente a los 15 meses de edad. El periodo de espera voluntario utilizado fue de 45 días, con una detección de celo visual en sala de ordeño y potrero.

### ***Obtención de los datos***

La información para este estudio se obtuvo de una base de datos productivos y reproductivos que digitó y actualizó el proyecto de investigación “Producción Sustentable de Leche Bovina en la finca experimental Santa Lucía” en el software VAMPP bovino 3.0 (Noordhuizen y Buurman, 1984), durante el periodo comprendido entre el 1 de enero del 2005 al 31 de diciembre del 2014.

Se analizó un total de 12397 datos de producción de leche, correspondientes a 237 lactancias de 72 vacas Jersey adultas, entre el primero y el octavo parto. Para el análisis sólo se consideraron lactancias superiores los 150 días.

### **Análisis estadístico**

Los datos obtenidos de lactancias se registraron en una hoja de cálculo de Microsoft® Excel® y se clasificaron por número de vaca, edad a primera monta, fecha de parto y número ordinal de parto (de 1 a 8). Según la edad a la primera monta de la vaca, las lactancias se clasificaron en tres categorías: monta temprana (de 11 a 13 meses), media (de 14 a 16 meses) y tardía (más de 16 meses).

Con la fecha de parto, las lactancias se clasificaron en dos épocas de parto, considerando pluviosidad de la región, época seca (diciembre-abril) y lluviosa (mayo-noviembre).

Para cada una de las 237 lactancias, se determinó la producción total de leche/lactancia, producción de leche ajustada a 305 días, días de lactancia, y los coeficientes del modelo no lineal de Wilmink (1987):  $Y_t = a + be^{-0.05t} + ct$ ;

Donde  $a$  es el parámetro que define la altura de la curva,  $b$  el grado de inclinación previo al pico de producción y  $c$  el grado de declive de la fase posterior al pico en  $t$  días. Conforme más bajo es el valor del parámetro “ $b$ ” más alta es la tasa de aumento en producción de leche previo al pico de producción, y cuanto más bajo el valor “ $c$ ”, mayor es la tasa de disminución en la producción de leche por unidad de tiempo.

A partir de los coeficientes por lactancia, también se calcularon otras variables de interés productivo, como los días y producción promedio al pico de lactancia. Los coeficientes del modelo se obtuvieron mediante el procedimiento NLIN en el software estadístico SAS® v 9.4 (SAS Institute, 2006).

El pico de producción de la lactancia (a un tiempo “ $T$ ”) se calculó a partir de los coeficientes del modelo de Wilmink con la siguiente ecuación:

$$T = -(1/0.05) * \ln (c/(0.05*b))$$

La producción máxima o pico de lactancia se obtuvo mediante la ecuación:

$$y_{max} = a - (c/0.05) * \ln (c/0.05*b) + (c/0.05)$$

Se determinó cuales curvas de lactancia se ajustaban al modelo de Wilmink presentando un nivel de significancia  $P < 0,05$ . De las 237 lactancias analizadas, un 75% (177) mostraron un adecuado ajuste al modelo de Wilmink, mostrando un nivel de significancia del modelo  $P < 0,01$ .

Con las curvas que se ajustaban al modelo y mediante el procedimiento MIXED de SAS (SAS Institute 2006), se determinó el efecto de los factores fijos (edad a primera monta, número de lactancia y época de parto), sus interacciones y el efecto aleatorio del año de parto. Se declaró un nivel de significancia de  $P < 0.05$ . Se consideró la lactancia de cada vaca como la unidad experimental. Dado que las interacciones no fueron significativas éstas fueron excluidas del modelo final. Las medias se compararon mediante la prueba de rangos múltiples de Tukey, con un nivel de significancia  $P < 0,05$ .

Para el efecto edad a primera monta y número de lactancia el modelo utilizado fue:

$$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \theta_k + e_{ijkl}$$

Donde:

$Y_{ijkl}$ : variable respuesta (Producción de leche, días de lactancia Producción de leche ajustada a 305 días, coeficientes del modelo de Wilmink, días y producción al pico de lactancia).

$\mu$ : Media general

$\alpha_i$ : efecto i-ésimo asociado al factor edad a la primera monta de la vaca

$\beta_j$ : efecto j-ésimo asociado al factor número de lactancia

$\theta_k$ : efecto l-ésimo asociado al factor año de parto

$e_{ijkl}$ : error experimental

Para el efecto de la época de parto sobre las variables respuesta se utilizó el siguiente modelo:

$$Y_{ij} = \mu + \Omega_i + e_{ij}$$

Donde:

$Y_{ij}$ : variable respuesta (Producción de leche, días de lactancia, producción de leche ajustada a 305 días, coeficientes del modelo de Wilmink, días y producción al pico de lactancia).

$\mu$ : Media general

$\Omega_i$ : efecto i-ésimo asociado al factor época de parto

$e_{ij}$ : error experimental

## **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

---

En el Cuadro 1 se muestra que la edad a primera monta no mostró un efecto significativo sobre la producción de leche y los días de lactancia, sin embargo, sí presentó efecto sobre los coeficientes del modelo de Wilmink (a y c). De esta manera se ve influenciada la forma de la curva de lactancia, los días, y la producción promedio de leche al pico de lactancia.

Novillas preñadas por primera vez antes de los 16 meses, consideradas como preñez media o temprana, presentaron picos de producción de leche aproximadamente  $1,2 \text{ kg.día}^{-1}$  menos que vacas preñadas por primera vez en la categoría tardía, esto influenciado por el parámetro “a” del modelo, el cual se asocia al nivel potencial de producción. Un parámetro “a” más alto, indica un mayor nivel de producción, tal cual se observa en el indicador “producción de leche/día<sup>-1</sup> al pico de lactancia.

También, las novillas preñadas media y tempranamente, requirieron más días para alcanzar la producción máxima; 5,2 días más, si la primera preñez fue entre los 14 y 16 meses, y 8,3 días si la primera preñez fue entre 11 y 13 meses, en comparación con las curvas presentadas por las vacas preñadas por primera vez con más de 16 meses. Este comportamiento en los días al pico de lactancia es influenciado por el parámetro “c” de la ecuación del modelo de Wilmink, el cual presentó diferencias significativas en el encaste tardío con respecto a la temprana y la media.

A pesar de que las vacas preñadas con más de 16 meses presentaron niveles de producción más altos y picos de lactancia más tempranos, tienen una menor persistencia luego de que han pasado el pico de lactancia, presentándose que la tasa de disminución de la producción es mayor en comparación con las vacas preñadas con 16 meses o menos, por lo tanto, la ventaja comparativa no se ve reflejada en una mayor producción total o ajustada a 305 días. Estos resultados contrastan con lo reportado por Haworth et al., (2008), los cuales indican una relación positiva entre la edad a primer parto y la producción de leche en novillas. Sin embargo, son similares a datos reportado por Castillo

et al., (2013), en un análisis de hatos lechero de la raza jersey en Costa Rica, indicando que la producción de leche en la primera lactancia fue mayor solamente cuando las novillas tuvieron una edad de parto de más de 41 meses, con preñez aproximada a los 32 meses, cuando la preñez ocurrió antes no hubo diferencias en la producción láctea.

Cuadro 1. Media de mínimos cuadrados y error estándar para producción total de leche, producción de leche ajustada a 305, longitud de la lactancia, coeficientes del modelo Wilmink, días y producción de leche al pico de lactancia, según categoría de edad a primera monta.

	Edad a 1 monta						Sig
	Temprana <sup>1</sup>		Media <sup>2</sup>		Tardía <sup>3</sup>		
	Media	EE	media	EE	media	EE	
<b>PL (kg lact<sup>-1</sup>)</b>	4843,5	252,1	4702,7	245,2	5039,9	215,1	NS
<b>PL 305 días (kg lac<sup>-1</sup>)</b>	4842,6	146,8	4752,7	142,4	4840,1	128,9	NS
<b>LLact(días)</b>	306,5	15,2	303,2	14,7	318,6	13,0	NS
			20,961				
<b>Coeficiente a</b>	21,071 <sup>b</sup>	0,70	<sup>b</sup>	0,70	22,418 <sup>a</sup>	0,6	**
<b>Coeficiente b</b>	-8,133	0,93	-7,342	0,92	-6,742	0,82	NS
<b>Coeficiente c</b>	-0,029 <sup>b</sup>	0,0026	-0,030 <sup>b</sup>	0,0026	-0,036 <sup>a</sup>	0,0023	**
<b>DpL</b>	49,6 <sup>b</sup>	3,1	46,5 <sup>b</sup>	3,09	41,3 <sup>a</sup>	2,74	*
<b>PLpL (kg)</b>	19,0 <sup>b</sup>	0,58	18,9 <sup>b</sup>	0,58	20,3 <sup>a</sup>	0,52	*

1= de 11 a 13 meses; 2=14 a 16 meses; 3= más de 16 meses; PL= Producción de leche; PL 305 días= Producción de leche ajustada a 305 días; LLact= longitud de la lactancia; DpL= Días al pico de lactancia; PLpL= producción de leche al pico de lactancia; NS= No significativo, \* = efecto significativo  $p \leq 0,05$ , \*\* efecto altamente significativo  $p \leq 0,01$ . Sig = significancia; a, b, Valores con diferente superíndice en la misma fila difieren a  $p < 0,05$  (Tukey).

La edad a primera monta, no es un indicador que comúnmente se relacione a la producción de leche y el comportamiento de la curva de ésta. Sin embargo, sí se ha relacionado el peso al primer empadre a una determinada edad, explicado por la ganancia de peso diaria con respecto a la futura producción de leche de la vaca.

Sejrsen et al., (2000), Macdonald et al., (2005) y Haworth et al., (2008), concluyen que un sobreengrasamiento del tejido secretor de la glándula mamaria por una alta ganancia de peso diaria, principalmente en la etapa prepuberal, podría incidir en una menor producción de leche en la primera lactancia, y esta ganancia diaria de peso puede ser modificada por el consumo de nutrientes (Esselburn et al., 2015).

Una alta tasa de ganancia de peso en el desarrollo de las terneras pudo incidir en la disminución de la edad al primer servicio, debido a que el criterio utilizado fue el alcance de los 225 kg de peso y muestra de celo. Sin embargo, en el hato en estudio, las novillas que se preñaron antes de los 14 meses, no presentaron producciones estadísticamente menores a las preñadas luego de los 16 meses de edad, a pesar de que su ganancia de peso diaria probablemente fue mayor al peso óptimo más tempranamente, lo que indica que en este caso, el factor de la ganancia de peso no influyó sobre la futura producción láctea, y esto puede ser resultado de que en estas novillas no se presentaron altas ganancias de peso, aun en las que llegaron al peso óptimo antes de los 13 meses de edad, y también a que se desconoce cómo es la distribución de la ganancia de peso en toda la etapa de crecimiento, pudiendo existir altas ganancias de peso en la etapa pre destete, donde se ha reportado que no afecta el adecuado desarrollo y estructura de la glándula mamaria (Daniels et al., 2009).

En el Cuadro 2, se puede observar que el número de lactancia tiene un efecto significativo sobre la producción y el comportamiento de la curva de producción láctea mediante los coeficientes del modelo de Wilmink, no así sobre la longitud de la lactancia.

Las lactancias 5, 6 y 7 presentaron promedios de producción de leche ajustada a 305 por encima de los 5000 kg/lactancia; y las lactancias 6 son las que muestran un mayor promedio de producción con 5372 kg, difiriendo estadísticamente de las lactancias 1 y 2. Similares resultados se reportaron por Wing Ching et al., (2008) al analizar un hato bovino de la raza Jersey en condiciones de trópico húmedo en Costa Rica, donde indica que el número de lactancia tiene un efecto altamente significativo sobre la producción de leche, mostrando mayores producciones entre la 3<sup>ro</sup> y 5<sup>ta</sup> lactancia.

En contraposición, las lactancias 1, fueron las que en promedio presentaron el menor promedio de producción a 305 días, con apenas 4113 kg/lactancia, sin embargo, fue superior a datos reportados por Cascante (2008), el cual indica valores de producción de leche a 305 días en el norte de Costa Rica para la raza Jersey en primera lactancia de 3686 kg/lactancia.

Este resultado de producción de leche ajustada a 305 días, difiere estadísticamente con el resto de las lactancias, a excepción de la 8, y este mismo patrón también fue reportado por Bolívar et al., (2009) en un estudio realizado con vacas jersey de entre 1 y 5 lactancias, en una zona de bosque húmedo montano bajo en el trópico, donde evaluaron la producción de leche por lactancia, e indicaron que la productividad fue menor en la primer lactancia con respecto a las subsiguientes, las cuales no fueron distintas entre sí.

El número de partos es uno de los factores no genéticos más influyentes en la forma de la curva de lactancia según Cañas et al., (2009). Y su efecto sobre la producción de leche, se puede atribuir a que las vacas de primer parto no han terminado su desarrollo corporal, por lo que primero satisfacen sus requerimientos de mantenimiento y crecimiento, y luego los de producción, razón por la cual tienen una menor producción de leche. (Osorio y Segura, 2005).

En cuanto a la producción de leche vaca<sup>-1</sup> al pico de la lactancia, las lactancias 4, 5 y 6 presentan valores promedio por encima de los 21 kg, sin embargo, éstas difieren estadísticamente solo con las lactancias 1 y 2, que presentan valores de 16 y 19,1 kg de leche vaca<sup>-1</sup> respectivamente. Este resultado es similar al observado por Cascante (2008), el cual reporta una producción máxima de 17,02 kg de leche en la primera lactancia en ganado jersey en Costa Rica. Otros autores como Vite et al., (2007) también han reportado picos de lactancias más bajos en la primera y segunda lactancia, pero evaluando lactancias de ganado bovino doble propósito, y sin encontrar diferencias en los días que se alcanzaron esas producciones. Las variaciones en la producción de leche al pico de lactancia, y los días para alcanzar dicha producción, son generadas por las diferencias que se presentan en los coeficientes estimados de la ecuación de Wilmink.

Castillo-Umaña, Alpízar-Naranjo, Padilla-Fallas, Keim-San Martín.  
Efecto de edad a primer servicio, número y época de parto, sobre curva de lactancia.

Cuadro 2. Media de mínimos cuadrados y error estándar para producción de leche/lactancia, producción de leche ajustada a 305, longitud de lactancia, coeficientes del modelo Wilmink, días y producción de leche al pico de lactancia, según número de lactancia.

# Lact	PL (kg/lact)		PL 305 (kg)		LLact		a		B		c		DpL		PLpL	
	media	EE	media	EE	media	EE	media	EE	Media	EE	media	EE	media	EE	media	EE
1	4202,3 <sup>c</sup>	185,7	4113,1 <sup>d</sup>	115,9	313,4	11,32	17,435 <sup>d</sup>	0,60	-5,167 <sup>c</sup>	0,78	-0,021 <sup>d</sup>	-0,02	46,1 <sup>b</sup>	2,58	16,0 <sup>d</sup>	0,49
2	4900,1 <sup>b</sup>	193,5	4542,4 <sup>c</sup>	120,2	330,64	11,79	21,100 <sup>c</sup>	0,60	-5,721 <sup>bc</sup>	0,78	-0,033 <sup>bc</sup>	-0,03	39,8 <sup>a</sup>	2,60	19,1 <sup>c</sup>	0,50
3	5035,6 <sup>ab</sup>	208,9	4886,9 <sup>b</sup>	126,5	317,94	12,59	22,588 <sup>ab</sup>	0,64	-6,447 <sup>bc</sup>	0,84	-0,039 <sup>a</sup>	-0,04	38,5 <sup>a</sup>	2,79	20,4 <sup>ab</sup>	0,53
4	5134,5 <sup>ab</sup>	236,5	4958,5 <sup>b</sup>	138,2	316,92	14,20	23,617 <sup>a</sup>	0,70	-7,219 <sup>b</sup>	0,93	-0,041 <sup>a</sup>	-0,04	39,1 <sup>a</sup>	3,08	21,2 <sup>ab</sup>	0,58
5	5670,9 <sup>a</sup>	280,7	5019,8 <sup>ab</sup>	161,0	343,57	16,96	23,559 <sup>a</sup>	0,82	-10,506 <sup>a</sup>	1,09	-0,035 <sup>abc</sup>	-0,03	51,6 <sup>b</sup>	3,63	21,1 <sup>ab</sup>	0,68
6	5228,9 <sup>ab</sup>	390,5	5372,1 <sup>a</sup>	210,1	299,01	23,17	24,328 <sup>a</sup>	0,99	-11,295 <sup>a</sup>	1,33	-0,039 <sup>ab</sup>	-0,04	51,3 <sup>b</sup>	4,47	21,6 <sup>a</sup>	0,83
7	4684,1 <sup>abc</sup>	602,4	5012,8 <sup>abc</sup>	313,5	283,27	35,54	22,666 <sup>abc</sup>	1,69	-7,878 <sup>abc</sup>	2,32	-0,042 <sup>ab</sup>	-0,04	45,1 <sup>ab</sup>	7,78	20,0 <sup>abc</sup>	1,44
8	4800,1 <sup>abc</sup>	698,4	4819,8 <sup>abcd</sup>	364,5	307,67	41,46	20,732 <sup>abcd</sup>	1,72	-9,061 <sup>abc</sup>	2,37	-0,02 <sup>abcd</sup>	-0,03	56,1 <sup>b</sup>	7,91	18,7 <sup>abcd</sup>	1,46
<b>Sig</b>	**		**		NS		**		**		**		**		**	**

# Lact= Numero de lactancia; PL= Producción de leche/lactancia; PL 305= Producción de leche ajustada a 305 días, LLact= Longitud de lactancia, a,b,c= coeficientes del modelo Wilmink; DpL= días al pico de lactancia; PLpL= producción de leche al pico de lactancia; Sig= significancia; NS= No significativo, \* = efecto significativo  $p \leq 0,05$  ; \*\* efecto altamente significativo  $p \leq 0,01$ ; a, b, c y d Valores con diferente superíndice en la misma columna difieren a  $p < 0,05$  (Tukey).

Los parámetros “a”, “b” y “c” de la ecuación del modelo de Wilmink, los cuales determinan la forma de la curva de producción, presentaron diferencias significativas según el número de lactancia, por lo tanto, las características de la curva son distintas como puede apreciarse en la figura 1, sin embargo, al comparar las medias de los resultados se observa que únicamente la lactancia número 1 muestra diferencias importantes con respecto al resto de las lactancias.

El parámetro “a” que determina la altura de la curva, muestra que las lactancias 1 presentan en promedio un valor de 17,43 lo cual indica que representa la curva más baja con respecto a los demás números de lactancia, y además demostraron ser estadísticamente diferentes de todas las demás, a excepción de las lactancias 8.

En cuanto al parámetro “b”, se observa que las lactancias 5 y 6 presentan valores por debajo de -10,5, lo que indica que la tasa de incremento en producción de leche previo al pico de lactancia es más alta en comparación con las lactancias 1,2,3 y 4, con valores entre -5,16 y -7,21.

El parámetro “c”, el cual define el grado de inclinación de la curva luego del pico de lactancia, muestra que las lactancias 1 y 8 presentaron los valores menos negativos, lo que indica que la inclinación de la curva posterior al pico de lactancia es menor, y por lo tanto, la tasa de disminución en producción de leche también es menor.

En la figura 1, se muestra como los parámetros “a”, “b” y “c” de la ecuación del modelo de Wilmink determinan el comportamiento de las curvas según el número de lactancia.

Castillo-Umaña, Alpízar-Naranjo, Padilla-Fallas, Keim-San Martín.  
Efecto de edad a primer servicio, número y época de parto, sobre curva de lactancia.

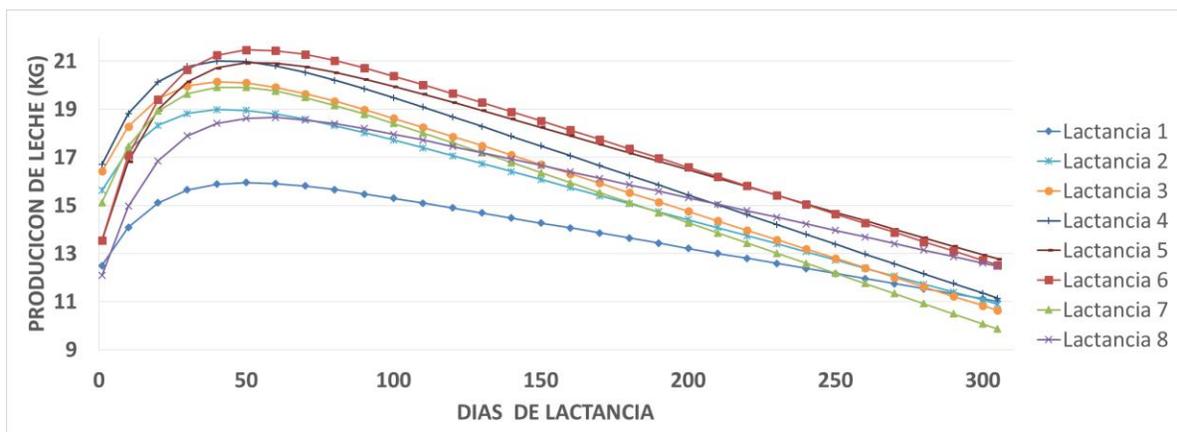


Figura 1. Curvas de lactancia estimadas por el modelo de Wilmink, (1987) para hembras del hato Jersey, según número de lactancia.

El factor época de parto de las vacas, tuvo efecto significativo sobre la producción de leche ajustada a 305 días, los coeficientes del modelo del Wilmink, la producción y los días al pico de lactancia (Cuadro 3). Se observó que las vacas que parieron en época seca, presentaron lactancias con mayor producción de leche ajustada a 305 días con casi 150 kg más de leche con respecto a vacas que parieron en época lluviosa.

Carvajal et al., (2002) indica, que las condiciones del medio tropical podrían afectar de manera considerable el comportamiento productivo de las vacas lecheras, disminuyendo su producción y condicionando el manejo de los animales.

En este estudio se determinó que el índice de temperatura humedad (ITH) no sobrepasaba de 78, lo que según Armstrong (1994), no representa una condición de estrés térmico en el animal. Debido a esto, se sugiere que las variaciones en la productividad son debidas al condicionamiento del manejo que se realiza en las distintas épocas, y al efecto que tiene el clima sobre factores como el desarrollo de la pastura.

Cuadro 3. Media de mínimos cuadrados y error estándar para producción de leche lactancia<sup>-1</sup>, producción de leche ajustada a 305, longitud de lactancia, coeficientes del modelo Wilmink, días y producción de leche al pico de lactancia, según época de parto.

	Época parto				Sig
	Seca		Lluviosa		
	media	EE	media	EE	
<b>PL (kg lact<sup>-1</sup>)</b>	5110	131,81	4963,4	140,91	NS
<b>PL 305 días (kg lac<sup>-1</sup>)</b>	4904,5 <sup>a</sup>	72,25	4610,6 <sup>b</sup>	77,23	**
<b>LLact (días)</b>	318,6	7,41	329,4	7,92	NS
<b>Coefficiente a</b>	22,572 <sup>a</sup>	0,385	20,783 <sup>b</sup>	0,412	**
<b>Coefficiente b</b>	-8,303 <sup>a</sup>	0,443	-5,616 <sup>b</sup>	0,474	**
<b>Coefficiente c</b>	-0,038 <sup>a</sup>	0,001	-0,032 <sup>b</sup>	0,001	**
<b>DpL</b>	45,9 <sup>a</sup>	1,46	40,1 <sup>b</sup>	1,56	*
<b>PLpL (kg)</b>	20,1 <sup>a</sup>	0,33	18,9 <sup>b</sup>	0,35	*

a, b, Valores con diferente superíndice en la misma fila difieren a  $p < 0,05$  (Tukey). PL= Producción de leche; PL 305 días= Producción de leche ajustada a 305 días; LLact= longitud de la lactancia; DpL= Días al pico de lactancia; PLpL= producción de leche al pico de lactancia; Sig = significancia; NS= No significativo, \* = efecto significativo  $p < 0,05$ , \*\* efecto altamente significativo  $p \leq 0,01$ .

El comportamiento de la curva de producción de leche también fue diferente según la época, debido a las variaciones de los coeficientes del modelo de Wilmink, principalmente por el coeficiente "a" el cual presenta una diferencia de 1,79 unidades entre ambas épocas del parto, (22,57 y 20,78 para época seca y lluviosa respectivamente), lo que determina que la curva de producción de leche de los partos ocurridos en época seca sea más alta. Esto también incide en los otros indicadores como la producción y los días al pico de lactancia, los cuales se calculan a partir de los coeficientes del modelo de Wilmink. Se observa que en los partos de época seca, se presentan picos de producción de leche de aproximadamente 1,2 kg más que en época lluviosa.

El parámetro "b" fue diferente para cada una de las épocas de parto. En promedio en las lactancias de la época seca, el parámetro "b" fue 2,7 unidades menor que en las lactancias de época lluviosa, lo que determina que la inclinación de la pendiente de la curva, previo al pico de lactancia, sea mayor en la época seca respecto a la lluviosa.

También el parámetro "c" para las lactancias en ambos periodos fue distinto. El parámetro de -0.038 de las lactancias de partos en época seca fue más bajo que el -0.032 de las lactancias de partos en época lluviosa, lo que indica que la tasa de disminución en la

producción de leche posterior al pico de lactancia fue mayor en lactancias de partos ocurridos en la época seca.

A pesar de que las lactancias de los partos ocurridos en época seca tuvieron una curva de producción más alta, y una tasa de incremento de producción previo al pico de la lactancia también más alta, con respecto a las lactancias de partos ocurridos en época lluviosa, la tasa de declive posterior al pico de producción fue mayor, lo que hace que a 305 días de lactancia, ambos grupos terminaren con una producción similar cercana a los 11 kg/vaca/día como se muestra en la Figura 2.

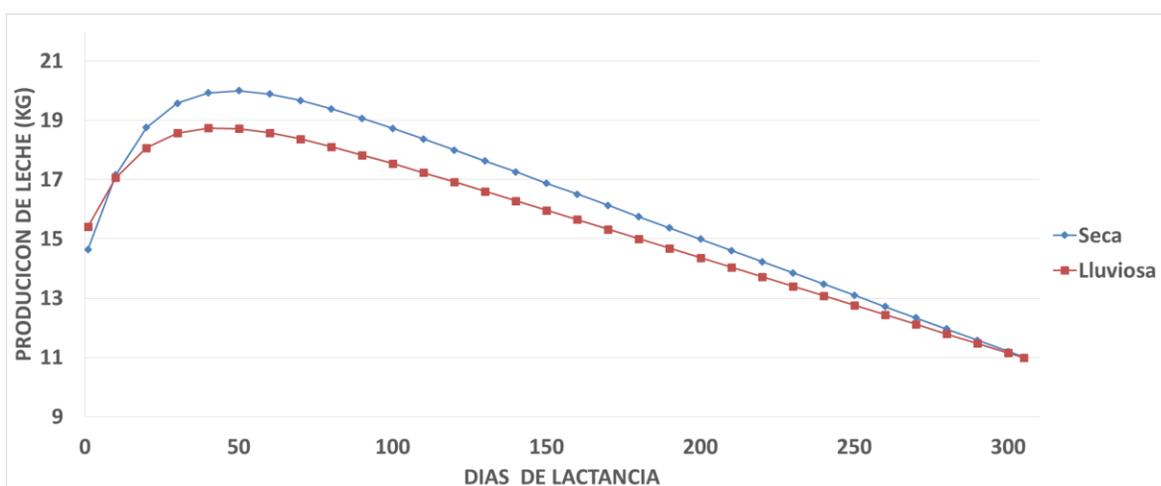


Figura 2. Curvas de lactancia estimadas por el modelo de Wilmink (1987) para hembras del hato Jersey, según época de parto.

Diferenciando de los resultados presentados, Cañas et al. (2009) no encontraron diferencias en producción láctea comparando época seca y época lluviosa en regiones de trópico alto al evaluar hatos de bovinos Holstein. Los mismos atribuyen esto, a las diferencias de los distintos sistemas de manejo y alimentación que se realizan de una finca a otra para contrarrestar el efecto del clima sobre el desarrollo de las pasturas, y el eventual efecto sobre el estrés de los animales.

En la región donde se ubica la finca en estudio, la pluviosidad en la época seca es un 89% menor que en la época lluviosa (IMN, 2017). Este factor climático podría estar ocasionando que se disminuya la tasa de crecimiento de los forrajes y la calidad

nutricional de los mismos. Villalobos et al., (2013) indican que, en algunas fincas de Costa Rica, en los meses de enero a abril, el pasto estrella presenta su menor productividad de biomasa durante el año.

Esta disminución en la productividad en los pastos de pisos en estas épocas, genera un déficit alimenticio en las fincas lecheras, las cuales, para mantener su productividad, cubren con suplementos que normalmente tiene una mejor calidad nutricional que la pastura de piso en esa época del año (paca de heno de alta calidad, alimento concentrado, melaza de caña entre otros). Esto, podría estar favoreciendo un mejor aporte nutricional, y por lo tanto, una mayor producción de leche cuando las vacas paren en la época seca.

### **CONSIDERACIONES FINALES**

---

Las curvas de lactancia del hato en análisis presentaron variaciones en su forma (producción inicial, tasa de incremento y decrecimiento, previo y posterior al pico de lactancia respectivamente) determinadas por los coeficientes de la ecuación del modelo de Wilmink, según edad a primera monta, número de lactancia y época de parto.

El número de lactancia y la época de parto incidieron sobre la producción de leche, sin embargo, la edad a primera monta de las vacas no tuvo efecto sobre esta, pero sí sobre el pico de producción de leche, siendo mayor en novillas preñadas con más de 16 meses de edad.

El comportamiento productivo de este grupo de vacas mostró un aumento conforme avanzaba el número de lactancias hasta la número 6, momento en el cual inició una etapa de descenso. Además, estas lactancias presentaron mayores rendimientos cuando los partos se dieron en la época seca de año.

## **LITERATURA CITADA**

---

Armstrong, D.V. 1994. Heat stress interaction with shade and cooling. *J. DairySci.* 77:2004-2050.

Bolívar, D.M., J.J. Echeverry, L.F. Restrepo, y M.F. Cerón Muñoz. 2009: Productividad de vacas Jersey, Holstein y Jersey\*Holstein en una zona de bosque húmedo montano bajo (Bh-MB). *livestock Res Rural Dev.* 21 (6).

Cañas, J., L.F. Restrepo, J. Ochoa, A. Echeverri, y M.F. Cerón-Muñoz. 2009. Estimación de las curvas de lactancia en ganado Holstein y BON x Holstein en trópico alto colombiano. *Rev. Lasallista Investig.* 6 (1).

Cañas, J., M. Cerón-Muñoz, y J. Corrales. 2011. Modelación de curvas de lactancia para producción de leche, grasa y proteína en bovinos Holstein en Antioquia, Colombia. *MVZ. Córdoba.* 16(2): 2514-2520.

Carvajal, M., E. Valencia, y J. Segura. 2002. Duración de la lactancia y producción de leche de vacas Holstein en el Estado de Yucatán, México. *Rev Biomed* 2002; (13):25-31.

Cascante, A.M. 2008. Efecto de la edad a primer parto sobre algunas variables productivas, primer intervalo entre partos y características de la curva de lactancia de vacas lecheras en la zona norte de Costa Rica. Tesis licenciatura. UCR. San José. Costa Rica.

Castillo, G., M. Salazar, J. Murillo, y J.J. Romero. 2013. Efecto de Edad a Primer Parto sobre Parámetros productivos en vacas Jersey de Costa Rica. *Agronomía Mesoamericana* 24(1):177-187.

Coffey, E., B. Horan, R. Evans, y D. Berry. 2015. Milk production and fertility performance of Holstein, Friesian, and Jersey purebred cows and their respective crosses in seasonal-calving commercial farms. *J. Dairy Sci.* 99:5681–5689

Daniels, K.M., A.V. Capuco, M.L. McGilliard, R.E. James, y R.M. Akers. 2009. Effects of milk replacer formulation on measures of mammary growth and composition in Holstein heifers. *J. Dairy Sci.* 92:499–505

De Noronha D., J.C. Pereira, F. Fonseca Silva, O. Fajardo de Campos, J.L. Braga, J. Azevedo. 2010 Selection of models of lactation curves to use in milk production simulation systems. *R. Bras. Zootec.* 39(4) p.891-902

Esselburn, K.M., T.M. Hill, H.G. Bateman, F.L. Fluharty, S.J. Moeller, K.M. O'Diam, y K.M. Daniels. 2015. Examination of weekly mammary parenchymal area by ultrasound, mammary mass, and composition in Holstein heifers reared on 1 of 3 diets from birth to 2 months of age. *J. Dairy Sci.* 98:5280–5293.

Haworth, G., W. Tranter, J. Chuck, Z. Cheng, y V. Wathes. 2008. Relationships between age at first calving and first lactation milk yield, and lifetime productivity and longevity in dairy cows. *Vet. Rec.* 16(2):643-647.

IMN. Instituto Meteorológico Nacional del Costa Rica. Consultado el 19 Feb 2017, disponible en <https://www.imn.ac.cr/inicio/>.

Macdonald, K.A., J. Penno, A. Bryant, y J. Roche. 2005. Effect of feeding level Pre- and Post-Puberty and body weight at first calving on growth, milk production, and fertility in grazing dairy cows. *J. Dairy Sci.* 88:3363–3375.

Noordhuizen, J.P.T., y J. Buurman. 1984. Veterinary automated management and production control program for dairy farms (VAMPP 3.0). The application of MUMPS for data processing. *Vet Q.* 6:62-77.

Osorio, M.M., y J.C. Segura. 2005. Factores que afectan la curva de lactancia de vacas *Bostaurus* x *Bosindicus* en un sistema de doble propósito en el trópico húmedo de Tabasco, México. *Tecnología Pecuaria México* 43(1):127-137.

Pérez, P.L, G.R. Anrique, y V.H. González. 2007. Factores no genéticos que afectan la producción y composición de la leche en un rebaño de pariciones bi estacionales en la décima región de los lagos, Chile. *AgrTec Chile*. 67(1):39-48.

Quintero, J., J. Serna, N. Hurtado, R. Rosero, y M. Cerón. 2007. Modelos matemáticos para curvas de lactancia en ganado lechero. *Rev Col Cienc Pec*.20:149-156

SAS Inst. Inc. 2009. SAS/STAT® User's guide: Statistics. Versión 9.2. Cary; NC, USA.

Sejrsen, K., S. Purup, M. Vestergaard, y J. Foldager. 2000. High body weight gain and reduced bovine mammary growth: Physiological basis and implications for milk yield potential. *Domest. Anim. Endocrinol*. 19:93–104.

Wilmink, J.B. 1987. Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livestock production science*, 16: 335-348.

Vargas, B., y J. Ulloa. 2008. Relación entre crecimiento y curvas de lactancia en grupos raciales lecheros de distintas zonas agroecológicas de Costa Rica. *Livestock Research for Rural Development*.

Villalobos, L., J. Arce, y R. Wing Ching. 2013. Producción de biomasa y costos de producción de pastos estrella africana (*Cynodonlemfuensis*), kikuyo (*Kikuyuocloaclandestina*) y ryegrass perenne (*Lolium perenne*) en lecherías de Costa Rica. *Agronomía Costarricense* 37(2): 91-103.

Vite, C., R. López, y J.G. García. 2007. Producción de leche y comportamiento reproductivo de vacas de doble propósito que consumen forrajes tropicales y concentrados. *Vet. Méx.*, 38 (1)

Wilmink, J.B. 1987. Comparison of Different Methods of Predicting 305-Day Milk Yield Using Means Calculated From Within-Herd Lactation Curves. *Livestock production science*, 17: 117.

Wing Ching, R., R. Pérez, y E. Salazar. 2008. Condiciones ambientales y producción de leche de un hato de ganado jersey en el trópico húmedo: el caso del módulo lechero sda/ucr. *Agronomía Costarricense* 32(1): 87-94.

Wood, P.D.P. 1967 Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216:164–165