DETERMINACIÓN DE LA CURVA DE LACTANCIA EN CONEJAS, EMPLEANDO LA FUNCIÓN BETA MODIFICADA

DETERMINATION OF THE LACTATION CURVE IN RABBITS, USING THE MODIFIED BETA FUNCTION

Gómez Ramos, Benjamín; Maldonado, Isaías de Jesús; Román Bravo, Rafael María; Garcidueñas Piña, Rogelio; Aranguren Méndez, José Atilio

Benjamín Gómez Ramos
Instituto Tecnológico del Valle de Morelia, México
Isaías de Jesús Maldonado
Instituto Tecnológico del Valle de Morelia, México
Rafael María Román Bravo
rafael.roman@fcv.luz.edu.ve
Universidad del Zulia, Venezuela
Rogelio Garcidueñas Piña
Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México
José Atilio Aranguren Méndez
Universidad del Zulia, Venezuela

Revista ESPAMCIENCIA
Escuela Superior Politécnica Agropecuaria de Manabí, Ecuador
ISSN: 1390-8103
Periodicidad: Semestral
vol. 14, núm. 1, 2023
revista@espam.edu.ec

Recepción: 01 Abril 2023
Aprobación: 05 Junio 2023

URL: http://portal.amelica.org/ameli/journal/527/5274499004/

DOI: https://doi.org/10.51260/revista_espamciencia.v14i1.360

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

Resumen: El propósito de esta investigación fue caracterizar la curva de lactancia en conejas; aspecto importante para ajustar las raciones y obtener máximo rendimiento en los sistemas de producción. Se usó una función beta modificada, con estimadores de: altura (κ), ascenso (α) y descenso (β) de 374,60 ± 10,271; 0,5616 ± 0,015 y 0,4369 ± 0,014 respectivamente. El día de máxima producción (DMP) y la producción máxima (PM) de la curva promedio se logró a los 16,78 d con volumen de 189,01 g.d-1. Los estimadores de los parámetros, así como, DMP y la PM de las lactancias individuales, fueron analizadas usando el modelo mixto con medidas repetidas, que incluyó los efectos fijos: genotipo (G), número de partos (P) y tamaño de la camada (C), y el efecto aleatorio del animal anidado dentro de genotipo A(G). Para κ se encontraron diferencias significativas ($p \leq 0,05$), incrementando su valor con el del tamaño de la camada. En α solo se detectaron diferencias significativas en P con el valor del parámetro más alto en las primíparas ($p \leq 0,05$). El parámetro β solo fue afectado por C. El DMP y PM, fueron afectados ($p \leq 0,05$) por P y C. La PM fue mayor en conejas multíparas y aumentó con C ($p \leq 0,05$). La función beta modificada describe adecuadamente la curva de lactancia de las conejas.

Palabras clave: Estimación, parámetros, repetibilidad, no lineal.

Abstract: The purpose of this research was to characterize the lactation curve in rabbits; important aspect to adjust rations and obtain maximum performance in production systems. A modified beta function was used, with estimators of: height (κ), ascent (α) and descent (β) of 374.60 ± 10.271; 0.5616 ± 0.015 and 0.4369 ± 0.014 respectively. The day of maximum production (DMP) and the maximum production (PM) of the average curve was achieved at 16.78 d with a volume of 189.01 g.d-1. Parameter estimators, as well as DMP and PM of individual lactations, were analyzed using the mixed model with repeated measures, which included the fixed effects: genotype (G), number of parity (P) litter size. (C), and the random effect of the animal nested within genotype A(G). For κ, significant differences were found ($p \leq 0.05$), increasing its value with the size of the litter. In α, significant differences were only detected in P with the highest parameter value in primiparous females ($p \leq 0.05$). The β parameter was only affected by C. The DMP and

PM were affected ($p \leq 0.05$) by P and C. The PM was higher in multiparous rabbits and increased with C ($p \leq 0.05$). The modified beta function adequately describes the lactation curve of rabbits.

Keywords: Estimation, parameters, repeatability, nonlinear.

INTRODUCCIÓN

La producción cunícola en México no ha alcanzado su potencial, tanto a nivel intensivo como extensivo, a pesar de los esfuerzos realizados por el gobierno y el sector privado para impulsarla a través de la distribución de paquetes familiares; actualmente, la producción de carne de conejo es incipiente, llegando a 15000 toneladas al año, y el consumo promedio per cápita es de apenas 182 gramos al año (Gómez, 2006).

Esta especie tiene importancia significativa en México, no solo por la producción de carne para el consumo humano, sino también como alternativa para el desarrollo rural y suburbano, especialmente en áreas cercanas a grandes centros de consumo con alta densidad poblacional (Gómez et al., 2011). A pesar de esto, se ha desaprovechado las oportunidades biológicas, económicas y técnicas que ofrece esta especie, como: su tamaño, bajo requerimiento de espacio, alimentación rica en fibra, alta eficiencia alimentaria, alta prolificidad, corto ciclo reproductivo y amplia diversidad genética (Gómez et al., 2011).

La curva de lactancia resume en forma concisa los patrones de producción de leche, determinados por la eficiencia biológica en mamíferos, ya que de ella dependen los ingresos de aquellas granjas que tienen a la producción de leche como una actividad económica primaria. Así mismo, los parámetros estimados a partir de los registros de producción pueden ser empleados para predecir la producción de leche de los individuos o de una población con el propósito de establecer programas de mejoramiento genético (Quintero et al., 2007).

En las especies con vocación cárnica, el crecimiento inicial está determinado por la habilidad materna de la hembra, y está, a su vez, determinada fundamentalmente por el nivel de producción láctea (Gómez et al., 2008). Por esta razón se han hecho considerables investigaciones con la finalidad de ajustar las curvas de lactancia, usando por lo general polinomios de bajo grado, que, si bien permiten describir la trayectoria, los parámetros no tienen interpretación biológica (Quintero et al., 2007). En otros casos, se ha recurrido al análisis de regresión con segmentos de recta en diferentes fases de la lactancia con la finalidad de obtener mejor ajuste debido a los cambios en la forma de la curva, de naturaleza fisiológica (Sánchez et al., 2000).

En particular, en el caso de las conejas, se ha utilizado modelos no lineales que además de describir adecuadamente la curva de la lactancia, tienen la ventaja de la interpretación biológica de los parámetros (Casado et al., 2006). Debido a esto, la función beta modificada, adecuándola al rango de valores en el intervalo continuo [0 - 1], ha sido usada exitosamente en conejas y tiene parámetros que corresponden a la altura, ascenso y descenso de la curva (Casado et al., 2006) los cuales permiten obtener analíticamente el máximo de producción y el tiempo en alcanzar el mismo.

La lactancia es un proceso biológico complejo y sujeto a influencias, tanto genéticas como ambientales (Quintero et al., 2007). Al respecto, se deben separar de los parámetros del modelo las influencias de los factores genéticos, fisiológicos, ambientales e interacciones (Batra, 1986, Sherchand et al., 1995). Por consiguiente, el modelo adecuado es aquel que permita predecir la producción máxima y el lapso requerido para que ella ocurra.

Por lo expuesto anteriormente, se realizó este experimento con el objetivo de caracterizar la curva de lactancia de conejas Nueva Zelanda Blanco, California y sus cruzas recíprocas usando la función beta modificada

MATERIALES Y MÉTODOS

La investigación fue realizada en la granja cunícola comercial "El Tejocote", ubicada a 19° 27' LN y 98° 53' LO, en el estado de México a una altitud de 2240 m, con una temperatura y precipitación promedio anual de 15° C y 645 mm respectivamente.

La base de datos incluyó las mediciones de producción de leche (PL) realizadas en 179 lactancias provenientes de 99 conejas utilizadas en un experimento de cruzamiento de hembras Nueva Zelanda Blanca (NZB), California (CAL), y las F_1 (NZB x CAL) y su recíproco (CAL x NZB) cruzadas con machos NZB y CAL, con el plan de apareamientos diseñado de manera que permitiera obtener registros de la producción láctea (PL) durante la misma época del año (Gómez et al., 2008).

La PL fue estimada por la diferencia entre el pesaje de las camadas antes y después del amamantamiento (Lukefahr et al., 1983, McNitt y Lukefahr, 1990). Se realizó en promedio ocho mediciones por animal en el periodo comprendido entre el 1er y 25avo día de lactancia, a intervalos de tres o cuatro días entre las mediciones. Detalles sobre el manejo general, reproductivo y alimenticio pueden ser encontrados en investigaciones previas (Gómez et al., 2005, 2008, 2010).

El modelo matemático correspondió a una función beta modificada, debido a que esta función está definida en el intervalo 0 – 1 y que la duración de la lactancia por lo general oscila entre 25 y 30 días (Casado et al., 2006). De esta manera dicha función queda definida en la ecuación (1) como:

$$y_i = k\left[\left(\frac{t_i}{30}\right)^{\alpha}\left(1-\left(\frac{t_i}{30}\right)\right)^{\beta}\right] \qquad (1) \qquad [1]$$

Donde:

y_i = Producción láctea de la coneja en el i^{mo} día.

k= Parámetro que regula la altura de la curva de la lactancia.

α = Parámetro que regula el ascenso de la curva.

β= Parámetro que regula el descenso de la curva.

t =Días de lactancia.

El procedimiento de regresión no lineal (PROC NLIN) del sistema de análisis estadístico SAS, (2011a), fue usado con el propósito de caracterizar el comportamiento de los parámetros que describen la curva de lactancia. Esta función fue ajustada a cada una de las lactancias, en cada una de las camadas. Los estimadores de los parámetros antes señalados fueron almacenados en el archivo de datos para ser concatenado con el archivo que contenía los datos originales con el objetivo de realizar la inferencia estadística en relación a los efectos fijos incluidos en análisis posteriores. Se eligió la opción para usar el método Newton-Raphson y la opción libre de derivadas, estableciéndose el criterio de convergencia en $1x10^{-8}$.

Con los valores de los parámetros estimados, se determinó el día de máxima producción (DMP) para cada lactancia, estimado como $30(\alpha/(\alpha+\beta))$, así como la producción máxima (PM) (Casado et al., 2004).

Sobre los parámetros estimados, el DPM y la PM se ajustó el modelo lineal mixto correspondiente a medidas repetidas en el tiempo. Estos análisis fueron realizados con el procedimiento para modelos mixtos del SAS, PROC MIXED (SAS, 2011b), bajo la metodología de máxima verosimilitud restringida (REML) para la estimación de los componentes de varianza de los efectos aleatorios.

El modelo matemático en forma explícita se describe en la ecuación (2):

$$y_{ijkl} = \mu + g_i + a(g)_{j(i)} + P_k + C_l + \varepsilon_{ijkl} \qquad (2) \qquad [2]$$

Donde:

y_{ijkl} =Producción de leche de la j-ésima coneja, perteneciente al i-ésimo genotipo, en el k-ésimo parto y para el l-ésimo tamaño de la camada.

μ=Constante común a todas las observaciones

g_i =Efecto del i-ésimo genotipo

$a(g)_{j(i)}$ =Efecto de la j-ésima coneja, anidado dentro del i-ésimo genotipo

P_k = Efecto del k-ésimo nivel de parto

C_l = Efecto del l-ésimo tamaño de camada

ε_{ijkl} = Efecto de los factores no controlados en el experimento sobre la j-ésima coneja, perteneciente al i-ésimo genotipo, correspondiente al k-ésimo parto y al l-ésimo tamaño de la camada.

Los términos $a(g)_{j(i)}$ y ε_{ijkl} se consideran variables aleatorias normal e independientemente distribuidos con media cero y varianzas $\sigma^2_{a(g)}$ y σ^2_e, respectivamente.

Las comparaciones entre las medias de los efectos que resultaron significativos al análisis de varianza, se efectuaron por pruebas de "t", con la sentencia LSMEANS, SAS (2011b).

En el factor de las medidas repetidas en el tiempo, es decir dentro de lactancia, se asumió igual correlación entre las mediciones provenientes del mismo animal, la cual es referida como simetría compuesta (Littell et al., 2006). De esta forma, teniendo los estimadores de los componentes de varianza entre y dentro de animales, fue posible estimar la correlación intraclase "t" entre las mediciones del mismo animal, como la razón del componente de varianza entre animales sobre la varianza total, esta última siendo la suma de los componentes entre y dentro de individuos (Falconer y MacKay, 2001).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Comportamiento promedio de la curva de lactancia

La relación entre DL y PL, que caracteriza la curva promedio para este experimento se presenta en la ecuación (3). El estimador del parámetro que regula la altura de la curva fue de k = 374,60 ± 10,271, la pendiente de ascenso fue α = 0,5616 ± 0,015 y la de descenso β = 0,4369± 0,014. Con estos parámetros estimados de la PL, el inicio de la lactancia fue de 54,66 $g.d^{-1}$, la cual se incrementó alcanzando el máximo de producción a los 17 días posparto con 189,00 $g.d^{-1}$. En la figura 1 se observa la tendencia de las predicciones desde el día 1 hasta el día 25 (línea continua con círculos claros). Se ha sobrepuesto así mismo los valores medios observados en cada día de lactancia (círculos negros). Además, la curva estimada describe la trayectoria de las medias observadas con la apariencia de una parábola convexa; sin embargo, subestima el valor inicial, y la tendencia es una ligera sobrestimación en la fase de los días 2 al 15 de la lactancia: subestima en el periodo 16 a 19, para nuevamente sobreestimar la PL del día 20 a 25; pero, el error de estimación fue inferior al 10 % en la mayoría de los puntos en el rango de exploración de la curva de lactancia. Los estimadores de los parámetros de la función beta fueron: 20,32; 12,93 y 15,08 % superiores a los reportados por Casado et al. (2004), las diferencias pueden deberse al material genético usado, ellos trabajaron con la F_1 de dos líneas divergentes de las razas CAL y NZB, en tanto que en el presente estudio se incluyen las líneas puras de ambas razas y la de los cruzamientos recíprocos; estos autores compararon cuatro funciones todas ellas describieron adecuadamente la curva de lactancia en el área de exploración de la duración de la lactancia, explicando todas más del 97 % de la variabilidad total en PL, pero la función beta además de presentar el menor cuadrado medio del error, tiene la ventaja como se ha señalado anteriormente de que sus parámetros tienen interpretación biológica.

$$y_i = 374{,}60\left[\left(\frac{t_i}{30}\right)^{0{,}5616}\left(1-\left(\frac{t_i}{30}\right)\right)^{0{,}4369}\right] \qquad (3) \qquad [3]$$

El procedimiento de estimación usado en esta investigación es laborioso, por cuanto se ajustó a cada lactancia individual la función beta y posteriormente se realizó el análisis de varianza (Vaccaro et al., 1999; Casado et al., 2004, 2006) debido a la imposibilidad de incluir efectos fijos y aleatorios en el PROC NLIN. En el caso de esta especie por lo corto de la DL, este procedimiento pudiera ser simplificado por cuanto desde el punto de vista de la duración de la lactancia, con mediciones cada tercer día, el número de observaciones es bajo y sugiere que en el proceso de estimación se pueda simplificar usando el modelo de medidas repetidas, incluyendo las interacciones de los efectos del modelo con el factor tiempo y posteriormente estimar los parámetros de la función beta, usando el PROC NLIN haciendo el análisis sobre las medias, procedimiento usado en la evaluación del crecimiento de pollos en condiciones de traspatio en la tierra caliente de Michoacán (Hernández et al., 2023).

Un aspecto relevante en esta investigación es la convergencia del PROC NLIN en el 100 % de las lactancias, esto sugiere el compromiso con la determinación del número óptimo de unidades experimentales en la investigación acorde con los recursos de tal modo que no comprometan la eficiencia al realizar las mediciones, por lo laborioso que resultan.

Se han ajustado diversos modelos a las curvas de lactancia (Casado et al., 2004, 2006), incluido el modelo lineal ajustando un polinomio de segundo orden (Gómez et al., 2008) usando una ecuación cuadrática según la cual el valor inicial fue de solo 35 $g.d^{-1}$, alcanzando el máximo a los 19 días con una predicción para el pico de producción de solo 160 $g.d^{-1}$. Otra alternativa para la caracterización de la curva de lactancia es la evaluación de la interacción de los días de lactancia con diferentes factores de interés y hacer comparaciones múltiples entre las medias ajustadas, así por ejemplo, D'Amico, (2016), caracteriza la curva de lactancia de conejas F_2 de la cruza de líneas divergentes seleccionadas por prolificidad, en el periodo de 1 a 25 días, obteniendo el máximo a los 15 días con promedio de 199,0 $g.d^{-1}$; en efecto desde el punto de vista estadístico es más ventajoso resumir la lactancia con una ecuación de predicción, como la obtenida en esta investigación, en lugar de trabajar con las medias y comparaciones múltiples.

En el cuadro 1 se presentan los valores de los parámetros de inicio, ascenso y descenso con sus respectivos errores típicos para cada los genotipos NZB, CAL, NZB x CAL y CAL x NZB, el análisis de la varianza no mostró diferencias significativas para este efecto ($p > 0{,}05$), tal como se aprecia en la figura 2 las líneas que identifican las predicciones de la PL de cada genotipo están muy próximas entre sí, especialmente en los primeros dos tercios de la lactancia. En este sentido, Casado et al. (2006), no encontraron diferencias significativas entre los dos genotipos estudiados por ellos, lo cual se atribuye a que las camadas fueron estandarizadas.

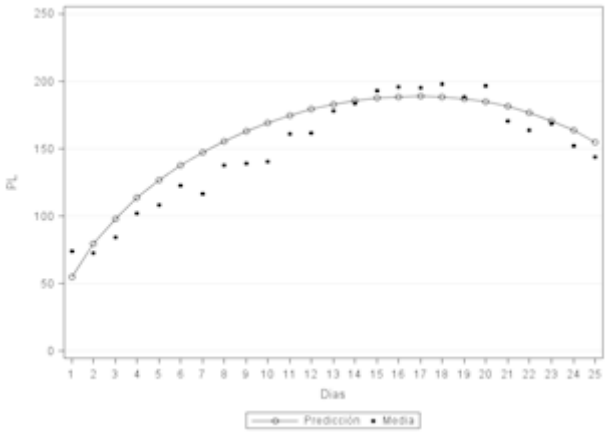

FIGURA 1
Relación entre los dias de lactancia y la producción láctea en conejas.

Los estimadores de los parámetros de la curva discriminados de acuerdo al número de partos, se presentan en el cuadro 2; en el parámetro que regula la altura de la curva no se observó diferencias entre primíparas y multíparas ($p>0,05$); en la pendiente de aumento hubo diferencias significativas ($p\leq 0,05$) y la pendiente de descenso fue idéntica para los dos grupos ($p>0,05$). La trayectoria de las curvas se describe en la figura 3, donde se ilustra el comportamiento de la PL de acuerdo al número de partos, las hembras multíparas superan (línea superior) a las primíparas (línea inferior) a lo largo de la lactancia con la tendencia a igualarse hacia el final de la misma. La PL de las conejas tiene una relación curvilínea con el número ordinal del parto (Khalil, 1994), diferencias en las curvas de conejas multíparas y primíparas fueron reportadas por Casado et al. (2006) quienes tuvieron en su experimento animales con cinco ciclos reproductivos, donde se destaca el incremento de la PL de las conejas hasta el tercer ciclo reproductivo y a partir de ahí se mantiene, mientras que en la presente investigación las hembras eran jóvenes y el número máximo de pariciones fue de tres. Otros autores han sugerido que la producción de leche se incrementa hasta la séptima lactación (McNitt y Lukefahr, 1990); sin embargo, esto puede ser atribuido al proceso de selección de las mejores hembras por parámetros reproductivos, Maertens et al. (2006). El incremento en la producción de leche es una respuesta al mayor peso de las hembras multíparas y mayor capacidad de consumo de alimento. Además, las hembras primíparas no han alcanzado su peso adulto y tienen demandas de nutrientes para la lactancia, para una posible gestación.

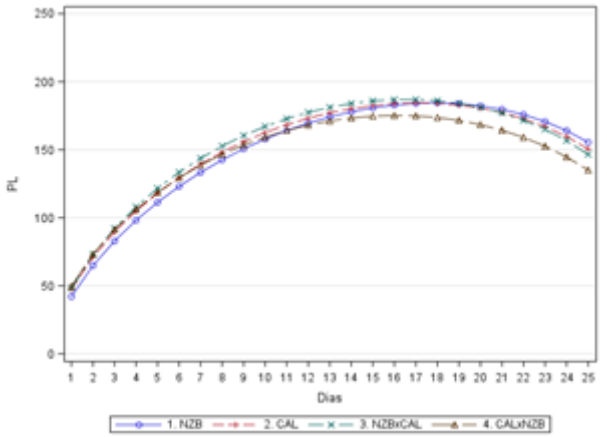

FIGURA 2
Relación entre los dias de lactancia y la producción láctea en conejas para los cuatro genotipos.

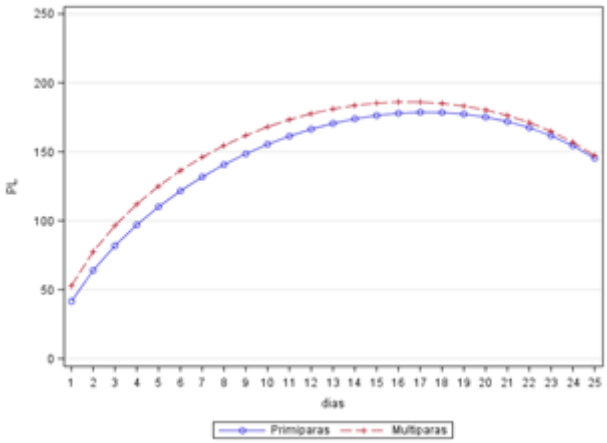

FIGURA 3
Relación entre los dias de lactancia y la producción láctea en conejas según número de partos.

Las medias ± errores típicos para el tamaño de la camada se presentan en el cuadro 3. El tamaño de la camada afectó significativamente el inicio de la lactancia para las camadas pequeñas, medias y grandes ($p \leq 0,05$), la pendiente de descenso fue idéntica en los tres grupos ($p > 0,05$), el parámetro de descenso de las camadas grandes fue diferente a las otras dos ($p < 0,05$). La relación entre PL y DL según el tamaño de la camada se ilustra en la figura 4, la producción máxima fue de: 154,04; 188,88 y 202,60 $g.d^{-1}$, para las camadas pequeñas, medias y grandes respectivamente, producción de leche que se alcanzó a los 18 días en las camadas pequeñas y medianas y a los 16 días en las camadas grandes. Esto puede ser apreciado en la figura 4 en donde se puede observar que las predicciones de las camadas numerosas están por encima de las correspondientes a las medianas y pequeñas; esto ha sido reportado recientemente por D'Amico (2016) quien encontró una media de 124 $g.d^{-1}$ en camadas de cinco gazapos contra 170 $g.d^{-1}$ en camadas con 10 gazapos.

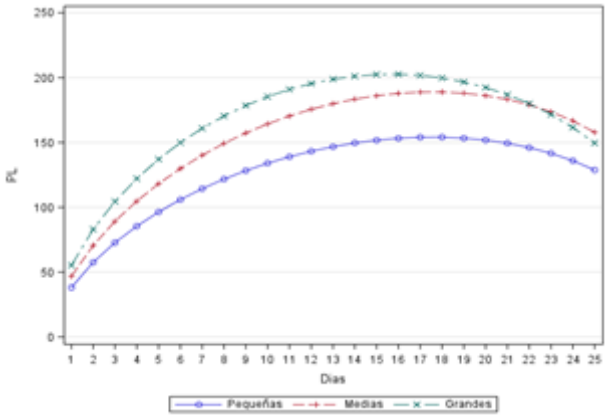

FIGURA 4
Relación entre los dias de lactancia y la producción láctea en conejas según el tamaño de la camada.

Plasencia et al. (2010), publicaron que la producción de leche se incrementó 36 % entre el tercer y cuarto día de lactancia, al pasar de 53 a 73 $g.d^{-1}$, este incremento fue menor en la segunda semana de lactancia en donde el aumento fue de 77 a 101 $g.d^{-1}$, del noveno al décimo día de lactación y ya para la tercera semana de producción se mantuvo en 135 $g.d^{-1}$, finalmente en la cuarta semana disminuyó 11 % al pasar de 142 a 126 $g.d^{-1}$.

CUADRO 1
Estimadores de los parámetros ± errores típicos de la función beta modificada discriminados por genotipos

Gen.	n	Estimador del parámetro					
		k		α		β	
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
1	43	382,50	25,47	0,6445	0,03	0,4397	0,04
2	48	382,77	24,31	0,6101	0,03	0,4587	0,04
3	37	405,80	27,54	0,6212	0,03	0,5063	0,04
4	51	373,43	22,53	0,5882	0,02	0,5078	0,03

1: CAL X CAL., 2: NZB X NZB., 3: NZN X CAL., 4: CAL X NZB

CUADRO 2.
Estimadores de los parámetros ± errores típicos de la función beta modificada discriminadas por número de parto

NP	n	Estimador del parámetro					
		k		α		β	
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
1	61	375,53[a]	20,15	0,6516[a]	0,02	0,4573[a]	0,03
2	118	396,72[a]	15,02	0,5804[b]	0,01	0,4989[a]	0,02

a,bMedias con diferentes superíndice en una misma columna indican diferencias significativas (p ≤ 0,05)

CUADRO 3.
Estimadores de los parámetros ± errores típicos de la función beta modificada discriminados por el tamaño de la camada

TC	n	Estimador del parámetro					
		k		α		β	
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
1	31	314,65[a]	23,46	0,6317[a]	0,03	0,4234[a]	0,04
2	119	385,82[b]	14,35	0,6049[a]	0,01	0,4488[a]	0,02
3	29	457,90[c]	29,12	0,6114[a]	0,03	0,5619[b]	0,04

a,bMedias con diferentes superíndice en una misma columna indican diferencias significativas (p ≤ 0,05)

Día de máxima producción y producción máxima

De la ecuación (3) se puede determinar el máximo en 189,01 $g.d^{-1}$, considerablemente inferior a los valores cercanos a los 250 $g.d^{-1}$ publicados previamente (Lebas 1968, Sánchez et al., 1985, Fraga et al., (1989); pero solo ligeramente superior a los 185 $g.d^{-1}$ reportado por McNitt y Lukefahr (1990) y considerablemente inferior al valor de 120 $g.d^{-1}$ publicado para las razas Chinchilla Soviético, y Gigante Gris (Singh, 1996). Varios factores pueden ser responsables de estas diferencias entre ellos la raza, y el manejo de la alimentación. El pico de producción en este experimento se logró en promedio a los 16,87 días de lactancia en acuerdo con Fraga et al. (1989), otros autores han publicados valores de 18 días (Sánchez et al., 1985) y hasta los 21 días (Singh, 1996).

Las medias ± errores típicos para la PM y el DMP para las razas puras y sus cruces recíprocos se presentan en el cuadro 4, no hubo evidencia de diferencias significativas entre genotipos ($p>0,05$) y en consecuencia no hay evidencia de heterosis para estas características en este experimento. Casado et al. (2006), tampoco observaron diferencias entre los genotipos sintéticos usados en su investigación, mostrando ambos grupos curvas de lactancia muy similares, aunque uno de ellos mostró una ligera mayor producción de leche a las dos semanas de lactación.

Las medias de DMP y PM para el número de partos, se presentan en el cuadro 5. Las conejas multíparas alcanzaron el máximo de producción más rápidamente que las primíparas (p ≤ 0,05), se puede apreciar una

ventaja de las multíparas sobre las primíparas de 8,86 %; asimismo se observa una diferencia en volumen de leche el día del máximo de producción, de 11,72 $g.d^{-1}$. Se encontró que las hembras multíparas tuvieron una persistencia mayor que las primíparas ($p \leq 0,05$). Casado et al. (2006), observaron que la producción de leche se ve claramente afectada en las hembras multíparas cuando se encuentran lactando-gestando cuando tienen ritmos de producción intensivos. Gómez et al. (2008), encontraron que la producción de leche no se afectó ($p > 0,05$) por el número de parto. Debido a que las conejas no habían alcanzado totalmente su madurez, pues solo se incluyó la información de PL de hembras con máximo de tres partos. Plasencia et al. (2010), observaron en conejas multíparas el pico de producción de 167 g a los 17 días de lactación.

En el cuadro 6 se presentan las medias ± errores típicos para DMP y PM según el tamaño de la camada, se detectó efecto significativo ($p \leq 0,05$) de este factor y las hembras con camadas numerosas alcanzaron su máximo más rápidamente que las intermedias y las pequeñas, no detectándose diferencias entre las últimas. En referencia al volumen de producción las conejas con camadas intermedias superaron a las camadas pequeñas por 34,59 $g.d^{-1}$, ventaja que se redujo en 14,74 $g.d^{-1}$ al comparar el máximo de las camadas grandes con las intermedias.

Gómez et al. (2008) observaron que la relación entre el TC y PL mostró que a medida que se incrementa el TC aumenta la PL en forma creciente ($p \leq 0,01$) con máximo de producción de 112 $g.d^{-1}$, con 7 gazapos. Singh (1996), estimó una correlación altamente significativa ($p \leq 0,01$) entre el TC y PL de 0,44. McNitt y Lukefahr (1990) estimaron que la PL aumenta cuando el TC se incrementa, alcanzando la máxima PL de 220 $g.d^{-1}$ con 12 gazapos. Mohamed y Szendrô (1992) reportaron incremento de 5,5 % en la PL cuando el TC se incrementó de 6 a 10 gazapos. Szendrô (2000), Szendrô y Maertens (2001) indicaron que la PL de la coneja está relacionada positivamente con el TC y negativamente con la cantidad de leche disponible por gazapo, ya que gazapos criados en camadas grandes tienen acceso a una menor cantidad de leche, lo cual conduce a una reducción en la ganancia individual pre-destete. Plasencia et al. (2010), determinaron efecto significativo ($p \leq 0,05$) del tamaño de camada sobre la curva de lactancia.

Con tamaños de camada mayores o iguales a siete gazapos, la PL muestra una relación cuadrática a lo largo de la lactación (b1=12,89 y b2=0,33), mientras que con tamaños de camada menores o iguales a cuatro gazapos la PL muestra una relación lineal a lo largo de la lactación (b1=3,54). La pendiente en el intervalo ascendente de la curva fue mayor en las hembras con tamaño de camada mayores o iguales a siete gazapos que las hembras con tamaño menos o iguales a cuatro gazapos; además, estimaron que la correlación entre el TC y la cantidad de leche disponible por cría fue negativa ($p \leq 0,05$) con coeficiente r =-0,35. Ferguson et al. (1997) encontraron correlaciones negativas entre el TC y la cantidad de leche disponible por gazapo ($p \leq 0,01$) en la primera, segunda y tercera semana de lactancia de r=-0,46; -0,41 y -0,51, respectivamente.

CUADRO 4.
Medias ajustadas ± errores típicos para el día de máxima producción y producción máxima discriminadas por genotipo.

Genotipo	*n*	DMP		PM	
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
1	43	17,98	0,54	189,20	6,46
2	48	17,68	0,53	191,23	6,16
3	37	16,98	0,56	193,65	6,69
4	51	16,88	0,48	182,95	5,75

1: CAL X CAL., 2: NZB X NZB., 3: NZN X CAL., 4: CAL X NZB

CUADRO 5.
Medias ajustadas ± errores típicos para el día de máxima producción y producción máxima discriminadas por número de partos

Partos	n	Primíparas		Multíparas	
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
P	61	18,17[a]	0,44	183,40[a]	4,68
M	118	16,56[b]	0,33	195,12[b]	3,68

a,b,Medias con diferente superíndice en una misma columna indican diferencias significativas ($p \leq 0,05$)

CUADRO 6.
Medias ajustadas ± errores típicos para el día de máxima y producción máxima discriminadas por el tamaño de la camada.

Camada	n	Estimadores			
		$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$	$\bar{x}$	$\sigma_{\bar{x}}$
1	31	18,26[a]	0,56	161,28[a]	5,91
2	119	17,63[a]	0,31	195,87[b]	3,50
3	29	16,19[b]	0,62	210,61[c]	6,55

1: pequeñas; 2: medias y 3: grandes

[a,b],cMedias con diferente superíndice en una misma columna indican diferencias significativas ($p \leq 0,05$)

Repetibilidad

En el caso de la producción de leche de las conejas, cada lactancia es el reflejo de los mismos genes en varias oportunidades de la vida productiva de cada coneja, el grado de parecido entre las lactancias del mismo animal se mide como la correlación intraclase entre las realizaciones sucesivas; lo que es conocido como repetibilidad o índice de constancia; se estima como la razón del componente de varianza entre individuos y la varianza fenotípica (Falconer y MacKay, 2001). En el cuadro 7 se presentan los estimadores de máxima verosimilitud restringida de los componentes de varianza, para los parámetros de la curva de lactancia. La repetibilidad de la constante de inicio fue considerablemente alta indicando la consistencia de las conejas para tener comportamiento similar en este respecto; sin embargo, fueron muy bajas para la pendiente de ascenso y descenso, indicando que estas variables son muy afectadas por factores ambientales y fisiológicos que hacen variar el comportamiento entre lactancias de los parámetros de ascenso y descenso, sugiriendo poca consistencia en el comportamiento entre las lactancias individuales del mismo animal y en consecuencia con poco valor predictivo. A manera de ejemplo, Gómez et al. (2008) reportaron que a partir del octavo día de gestación comenzó a declinar la PL a razón de 5,26 $g.d^{-1}$.

Finalmente, en el cuadro 8, se presentan los estimadores REML de los componentes de varianza para el DMP y PM las correlaciones fueron 0,12 y 0,38 respectivamente. Lukefahr et al. (1983) mencionan que el factor ambiental es complejo de interpretar, ya que involucra factores climáticos propiamente dichos, tales como la temperatura y humedad, entre otros, y aspectos de manejo en general aplicados en las explotaciones tales como la alimentación. Gómez et al. (2008), sugieren que el uso y aplicación de las tecnologías por parte del personal a cargo del manejo de las granjas cunícolas, así como la experiencia y el desarrollo de habilidades del personal influyen considerablemente en la expresión de los caracteres.

CUADRO 7.
Estimadores REML de los componentes de varianza, para los parámetros de la curva de lactancia de conejas.

Componente Varianza	Parámetro de la lactancia		
	K	A	B
$\sigma^2_{a(g)}$	4798,12	0,0041	0,0043
σ^2_e	100,87	0,1438	0,1905
t	0,9776	0,0229	0,0221

CUADRO 8.
Estimadores REML de los componentes el día de máxima producción y producción máxima en lactancias de conejas

Componente varianza	Variable	
	DMP	PM
$\sigma^2_{a(g)}$	1,1356	431,37
σ^2_e	8,3756	717,55
t	0,1194	0,3755

CONCLUSIONES

La función beta modificada describe adecuadamente la curva de lactancia de las conejas; sin embargo, la pendiente de ascenso y la de descenso están muy afectadas por la variación ambiental temporal.

No se encontró evidencia de heterosis en el comportamiento del día de máxima producción y el volumen de máxima producción.

Dada la baja correlación entre las mediciones realizadas sobre un mismo animal es necesario ajustar las dietas a objeto de reducir la variación ambiental, ocasionada por fallas en la alimentación.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer el soporte brindado por el Tecnológico Nacional de México Campus Instituto Tecnológico del Valle de Morelia y a la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, por las facilidades brindadas para realizar esta investigación.

CONFLICTOS DE INTERÉS

Ninguno de los autores de esta investigación tiene interés personal o económico con instituciones u organizaciones que pudieran influenciar o segar los resultados de esta investigación.

LITERATURA CITADA

Batra, T.R. 1986. Comparison of two mathematical models in fitting lactation curves for pure line and cross line dairy cows. Journal of Animal Science. 66:405-410.

Casado, C., Piquer, O., Cervera, C., y Pascual, J. 2004. A mathematical model for the lactation curve of the rabbit does. Proceedings - 8th World Rabbit Congress – September 7-10, 2004 – Puebla, Mexico.

Casado, C., Piquer, O., Cervera, C., y Pascual, J. 2006. Modelling the lactation curve of rabbit does: Towards a model including fit suitability and biological interpretation. Livestock Science. 99:39-49.

D'Amico, J. A. 2016. Estudio de la producción de leche en la coneja. Tesis de Máster. Escuela Politécnica Superior de Orihuela. Universidad Miguel Hernández de Elche. 54p.

Falconer, D. S., y MacKay T.F. 2001. Introducción a la Genética Cuantitativa. Editorial Acribia, S. A. Zaragoza, España. 469 p.

Ferguson, F. A., Lukefahr S. D., McNitt, J. I. 1997. Preweaning variable influences on market traits in rabbits. Journal of Animal Science 75:611-621.

Fraga, M. J., Lorente, M., Carabaño, R. M, and de Blas, J. C. 1989. Effect of diet and remating interval on milk production and milk composition of the doe rabbit. Anim. Prod. 48:459-466.

Gómez, B., Becerril, C., Torres, G. 2005. Relationship among feeding level, change of cage and fasting with the reproductive performance of New Zealand White and Californian nulliparous does. Agrociencia. 39(5): 491-499.

Gómez, B. 2006. Establecimiento de una línea de conejos para carne de aptitud maternal orientada a la producción de leche. Tesis de Doctor en Ciencias. Colegio de Postgraduados. Montecillo. México. 57p.

Gómez, B., Becerril, C., Torres, G., Ortiz, R., Pro, A., y Herrera, J. 2008. Efectos ambientales, genéticos directos, maternos y de heterosis en la producción de leche de conejas Nueva Zelandia Blanco, Californiana y sus cruzas reciprocas. Tropical and Subtropical Agroecosystems, 8: 303 – 312.

Gómez, B., Herrera, J., Ortiz, R., Segura, J., y Becerril, C. 2010. Heritability of milk yield in a population of rabbits under the conditions of the valley of Mexico. Tropical and Subtropical Agroecosystems, 12: 681 -683.

Gómez, E., Valencia, E., y Alonso, J. 2011. Producción de carne de conejo: avances y perspectivas en México. Revista Electrónica de Veterinaria, 12(11), 1-18.

Hernández-Sánchez, A., Román-Bravo, R. M., Juárez-Caratachea, A., Gutiérrez-Vázquez, E., Val-Arreola, D., y Ortiz-Rodríguez, R. 2023. Comparison of growth and meat yield of naked-neck, full-feathered F1 chickens reared under backyard conditions in a dry tropical environment. Revista Científica, FCV-LUZ / Vol. XXXIII, rcfcv-e33204, 1-6.

Khalil, M. H. 1994. Lactational Performance of Giza White Rabbits and its Relation with Pre-weaning Litter Traits. Anim. Prod. 59:141-145

Littell, R. C., Milliken , G. A., Stroup, W. W., Wolfinger, R. D., Schabenberger, O. 2006. SAS® for Mixed Models, Second Edition. SAS Institute Inc., SAS Campus Drive, Cary, North Carolina. Pp 160-202.

Lebas, F. 1968. Mesure quantitative de la production laitiére chez la lapine. Ann. zootech. 2:169-182.

Lukefahr, S. D., Cheeke, P. R., Patton, N. M. 1990. Prediction and causation of litter market traits from preweaning and weaning characteristics in commercial meat rabbits. Journal of Animal Science 68:2222-2234.

Lukefahr, S. D., Hohenboken, W. D., Cheeke, P. R., and Patton, N. M. 1983. Characterization of straighbred and crossbred rabbits for milk production and associative traits. Journal of Animal Science 57:1100-1107.

Maertens, L., Lebas, F., Szendrö, Z.S. 2006. Rabbit Milk: A review of quantity, quality and non-dietary. World Rabbit Sci.2006, 14:205-230.

McNitt J. I., and Lukefahr, S. D. 1990. Effects of breed, parity, day of lactation and number of kits on milk production of rabbits. J. Anim. Sci. 68: 1505-1512.

Mohamed, M.M.A., and Szendró, Z.S. 1992. Studies on nursing and milk production of does and milk intake and suckling behavior of their kits. Proceedings 5th World Rabbit Congress, 25-30 July 1992, Corvallis – USA, 708-716.

Pascual J. J, Cervera C., Fernández–Carmona J. 2002. A feeding programme for young rabbit does based on lucerne. World Rabbit Sci. 10, 7-13.

Plasencia, F. A., Muelas, R., García, M. L., Argente, M. J. 2010. La lactación de la coneja: 1. producción de leche. Boletín de cunicultura lagomorpha. 164. 48.

Quintero, J. C., Serna, I. J., Hurtado, N., Rosero, R. N., Cerón, M. F. 2007. Modelos matemáticos para curvas de lactancia en ganado lechero. Revisiones. Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias. 20:149-156.

Sánchez, E, Castejón, O, y Román, R. 2000. La función Spline para el ajuste de curvas de lactancia en vacas. Revista Científica. FCV-LUZ. X (5):376-382.

Sanchez, W.K, Cheek, P.R, and Patton, N.M. 1985. Effect of dietary crude protein level on the reproductive performance and growth of New Zealand White Rabbits. J. Anim. Sci. 60:1029-1039.

SAS, SAS/STAT 2011a.User´s Guide Release 9.3 edition. The NLIN Procedure. SAS Institute INC, Cary, NC. https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/stat/930/nlin.pdf

SAS,SAS/STAT. 2011b.User´s Guide Release 9.3 edition. The MIXED Procedure. SAS Institute INC, Cary,NC.https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/stat/930/mixed.pdf

Sherchand, L. N., Kellogg, R.W., Johnson, Z.B. 1995 Selection of mathematical model to generate lactation curves using daily milk yields of Holstein cows. J. Dairy Sci. 78:2507-2513.

Singh, G. 1996. Genetic and non-genetic factors affecting milk yield of rabbit does under hot semi-arid climate. World Rabbit Sci. 4:79:83.

Szendrô. Z. S. 2000. The nutritional status of foetuses and suckling rabbits and its effects on their subsequent productivity: A review. Proceedings of the 7 World Rabbit Congress. Valencia, Spain. 375-393.

Szendrô, Z. S., and Maertens, L. 2001. Maternal effects during pregnancy and lactation in rabbits. Acta Agraria Kaposváriensis. 5:1-21.

Vaccaro, R., D'Enjoy G., y Sabaté, C. 1999. Lactation Curves in Carora Cows and Crossbred Holstein Friesian x Brahman Cows Rev. Ciens. Vets. UCV 40(1):37-44.