

# EFEECTO DE CARACTERES PROPIOS E INHERENTES AL ANIMAL SOBRE LA EDAD AL PRIMER PARTO EN LA HEMBRA BOVINA DE LA RAZA ROMOSINUANO<sup>a</sup>

## EFFECT OF INHERENT AND NON INHERENT CHARACTERISTICS AT FIRST CALVING OF ROMOSINUANO CREOLE COLOMBIAN CATTLE

JORGE LEONARDO LÓPEZ MARTÍNEZ<sup>b</sup>, JORGE HUMBERTO QUIJANO BERNAL<sup>c</sup>, JORGE LUIS  
GARCES BLANQUICETH<sup>d</sup>, GUSTAVO ALFONSO OSSA SARAZ<sup>e</sup> \*

Recibido 25-04-2019, aceptado 16-04-2020, versión final 18-05-2020.

Artículo Investigación

**RESUMEN:** El objetivo del trabajo consistió en caracterizar fenotípica y genéticamente la edad al primer parto de hembras bovinas de la raza Romosinuano del banco de Germoplasma Bovino del Centro de Investigación Turipaná. Para esto, se usaron 1190 registros de edad al primer parto, obtenidos entre los años de 1936 al 2015. Inicialmente, una técnica de remuestreo de datos se llevó a cabo para determinar que variables tenían efecto sobre dicho carácter. Posteriormente, los parámetros genéticos fueron obtenidos previa estimación de los componentes de varianza a partir del modelo animal mediante máxima verosimilitud restringida. La media y desviación para la edad al primer parto fue de  $34,56 \pm 3,48$  meses y el índice de herencia de  $0,32 \pm 0,09$ . Se evaluaron los efectos fijos del sexo de la cría, la clase de año y la época de nacimiento de la hembra bovina, de los cuales las dos últimas tuvieron influencia significativa sobre el carácter. En general, el índice de herencia indicó que la selección para la edad al primer parto puede ser posible para promover cambios deseables en la composición genética, en caso de que se desee promover ganancias genéticas para este carácter en la población bovina de la raza Romosinuano.

**PALABRAS CLAVE:** Banco de germoplasma; remuestreo de datos; índice de herencia; raza criolla colombiana.

**ABSTRACT:** The aim of the work was to characterize phenotypically and genetically the age at first calving of bovine females of the Romosinuano breed of the Bovine Germplasm Bank of the Turipaná Research Center. For this, 1190

<sup>a</sup>López Martínez, J. L., Quijano Bernal, J. H., Garces Blanquiceth, J. L. & Ossa Saraz, G. A. (2020). Efecto de caracteres propios e inherentes al animal sobre la edad al primer parto en la hembra bovina de la raza Romosinuano. *Rev. Fac. Cienc.*, 9 (2), 6–22. DOI: <https://doi.org/10.15446/rev.fac.cienc.v9n2.79322>

<sup>b</sup>Zootecnista, M.Sc. en Ciencias Agrarias - Genética animal.

<sup>c</sup>M.Sc. en genética. Profesor de cátedra de los cursos de genética animal de la Universidad Nacional de Colombia, sede Medellín. email: [jhquijan@unal.edu.co](mailto:jhquijan@unal.edu.co).

<sup>d</sup>Asistente de investigación del programa de recursos genéticos animales y biotecnología en Agrosavia, centro de investigación Turipaná.

<sup>e</sup>Investigador Ph.D del programa de recursos genéticos animales y Biotecnología en Agrosavia, Centro de Investigación Turipaná.

\* Autor para correspondencia: [gossa@agrosavia.org.co](mailto:gossa@agrosavia.org.co)

records of age at first calving, obtained between 1936 and 2015, were used. Initially, a bootstrapping was carried out to determine which variables had an effect on that character. Subsequently, the genetic parameters for the same, were obtained after estimation of the components of variance from the animal model, by maximum restricted likelihood, using the MTDFREML program. The mean and deviation for age at first calving was  $34,56 \pm 3,48$  months and the inheritance index of  $0,32 \pm 0,09$ . The fixed effects of sex of the calf, and the year of birth classes and period of birth of the bovine female were evaluated, of which the last two had significant influence on the character. In general, the inheritance index indicated that selection for age at first calving may have an interesting effect to promote desirable changes in genetic composition, should it be desired to promote genetic gains for this character in the bovine population of the breed Romosinuano.

**KEYWORDS:** Bootstrapping; colombian creole breed; germplasm bank; inheritance index.

## 1. INTRODUCCIÓN

Los bovinos conocidos como ganado criollo, fueron introducidos al continente americano en el segundo viaje de Cristóbal Colón, donde se inició la colonización española en América a la Isla La Española, actualmente República Dominicana. Más tarde por autorización de los reyes católicos de España, don Rodrigo de Bastidas introdujo a la Bahía de Santa Marta 200 vacas y los suficientes toros para su reproducción el 29 de julio de 1525 (Pinzón, 1984).

De la bahía de Santa Marta se expandieron a la Isla de Mompo, dando origen a la riqueza ganadera del Magdalena. Posteriormente, se establecieron en los terrenos menos boscosos de Ayapel y más tarde en las llanuras muy húmedas del departamento de Córdoba (Pinzón, 1984). Un hecho que frenó el incremento de la población de bovinos criollos en el Caribe, fue la introducción de la raza Cebú en el año de 1914 por parte del señor Adolfo Held, la cual comenzó un proceso de absorción hacia el Cebú y en un tiempo de veinticinco años (1936 a 1939), el Cebú comenzó a predominar en la ganadería de la región Caribe (Ossa *et al.*, 2008). En un periodo de 389 años, las 200 vacas y toros produjeron una población de 7 millones de animales, debido al fenómeno de adaptación de las razas criollas (Viloria De la Hoz, 2003), muy semejante a las actuales 7,689,832 cabezas, según el Censo del ICA en el año del 2018.

Uno de los factores que incide en la producción de una raza bovina a un ambiente determinado es la adaptación al mismo, la cual está asociada con la eficiencia reproductiva, el crecimiento y la sobrevivencia. La eficiencia reproductiva determina en gran medida las ganancias del hato ganadero. En explotaciones de carne, estas ganancias dependen de la magnitud de la vida productiva de las hembras, pues la productividad está en función de la edad al primer parto y la frecuencia del parto a lo largo de la vida productiva del animal (Casas & Tewolde, 2001).

La decisión de comenzar la vida productiva de una hembra se basa principalmente en el peso, el tamaño corporal y la edad. Las hembras de reemplazo en los países desarrollados tienen como meta una edad al primer parto de 24 meses en promedio, ya que esto implica una reducción de los costos de producción (Pirlo

*et al.*, 2000; Radostits, 2005). Las hembras bovinas en el trópico, bajo condiciones de pastoreo, deberían alcanzar su pubertad alrededor de los 15 meses de edad, tiempo en el cual poseerían del 60 % al 70 % de su peso adulto (Radostits, 2005).

La eficiencia reproductiva puede ser medida en hembras a través del número de servicios por concepción, la edad al primer parto, duración de los intervalos parto monta y entre partos. La relación deseable entre número de servicios por concepción es de 1 : 1, lo que generalmente no ocurre, y los mejores hatos presentan relación de 1,3 : 1 a 1,6 : 1. En los países en desarrollo ese número es superior a 2 : 1.

Una mayor edad al primer parto tiene influencias negativas en la eficiencia reproductiva del hato afectando como consecuencia los resultados económicos de la explotación zootécnica de los bovinos. La disminución de esa edad trae como ventajas la reducción del intervalo entre generaciones, vida productiva de la vaca más larga y mayor intensidad de selección de hembras.

Existen factores que producen variación en la edad al primer parto, en los que se incluyen los caracteres genéticos, el índice de endogamia, localidad en donde se encuentra el animal y las condiciones de manejo, tales como el tamaño del hato y las condiciones de crianza. Asimismo, el año y la época de nacimiento pueden influir (Casas & Tewolde, 2001; Ben *et al.*, 2009). Además de estos factores, Heinrichs *et al.* (2005) determinan que, en condiciones de pastoreo, la ingesta de forrajes nutricionalmente pobres puede aumentar la edad al primer parto.

El objetivo del presente estudio consistió en calcular la estadística descriptiva, estimar los parámetros genéticos de la edad al primer parto y estimar la significancia que tienen en su variación los efectos del sexo de la cría, la clase de año de nacimiento y la época de nacimiento. Todo esto en la población bovina Romosinuano del hato de conservación del Centro de Investigación Turipaná. Además, se estimó los valores genéticos de los animales para la edad al primer parto y se relacionaron con el año de nacimiento de las hembras bovinas, con el objetivo de calcular las tendencias genéticas.

## **2. MATERIALES Y MÉTODOS**

### **2.1. Población de estudio**

Se realizó una investigación longitudinal, prospectiva histórica, con los datos de 1190 hembras de la raza Romosinuano del banco de germoplasma de Agrosavia del Centro de Investigación Turipaná, localizado en el Valle del Sinú en el nordeste de Colombia.

El Centro de Investigación Turipaná tiene 8 grados y 49 minutos de latitud norte, su altura sobre el nivel del mar es de 20 metros, su temperatura promedio anual es de 27°C y tiene una precipitación anual en promedio de 1120 mm. Los suelos del Centro de Investigación Turipaná son fértiles y no presentan deficiencias mine-

rales marcadas, con un  $pH$  de 5 a 6.

El hato Romosinuano del Centro de Investigación Turipan desde sus inicios ha sido manejado bajo el rgimen de pastoreo. Actualmente predominan las gramneas Angleton (*Dichantium aristatum*) y Tanzania (*Megatyrus maximus* cv tanzania). Los animales reciben sal mineralizada y agua a voluntad en sus respectivas praderas. Durante la poca de verano a los animales se les suministra ensilaje de maz (*Zea mays*).

## 2.2. Descripcin de la informacin

El carcter reproductivo analizado en esta investigacin fue la edad al primer parto de la hembra bovina de la raza Romosinuano. La edicin de la base de datos se realiz a partir del software para el anlisis estadstico de datos *R* (R Core Team, 2018), usando el paquete *dplyr* (Wickham & Francois, 2014). Dicha edicin consisti en la eliminacin de los registros provenientes de animales con identificacin dudosa o repetida, informacin fuera del rango normal del carcter o con mnimos extremos, limitando por tanto la edad al primer parto entre 24 a 42 meses.

Se formaron las clases de mes de nacimiento definidos como meses de poca de lluvia (meses de julio a septiembre), de transicin (meses de abril a junio y de octubre a diciembre) y de sequa (meses de enero a marzo). Asimismo, los aos de nacimiento (de 1936 al 2015) se agruparon en periodos de 10 aos, formando ocho clases de ao de nacimiento. Esto ltimo con el fin de tener una mejor representacin de la edad al primer parto en cada ao de nacimiento, puesto que al considerar cada ao por separado era poca la informacin.

El nmero de hijas con registros tiles fue de 1190, con valores mnimo de 24 meses y mximo de 42 meses de edad al primer parto. El pedigr para la edad al primer parto consisti de 1963 animales, incluyendo padres, madres e hijas. Por otra parte, 190 (que corresponde al 73 % de los toros) del total de toros tuvieron dos o ms hijas, mientras que solo un 27 % (que corresponde a 69 de los toros restantes) tuvieron una sola hija.

## 2.3. Anlisis estadstico

Los datos para la edad al primer parto (expresado en meses) fueron analizados inicialmente a partir de un modelo de anlisis de varianza, buscando determinar el efecto de algunos caracteres inherentes al animal sobre dicha variable respuesta. Las variables incluidas como variables explicativas se describen en el siguiente modelo:

$$y_{ijk} = u + A_i + T_j + S_k + e_{ijk} \quad (1)$$

donde,  $y_{ijk}$  es la edad al primer parto;  $u$  es la media general;  $A_i$  es el efecto de las clases del ao de nacimiento (1936-1945, 1946-1955, . . . , 2006-2015);  $T_j$  es el efecto de la poca de nacimiento (sequa de enero

a marzo, transición de abril a junio y de octubre a diciembre, y lluvia de julio a septiembre);  $S_k$  es el efecto del sexo de la cría (macho y hembra);  $e_{ijk}$  es el error experimental.

Para garantizar que el modelo anteriormente planteado fuera adecuado para el estudio, se probaron los supuestos de normalidad y homogeneidad de varianza de los residuos una vez generado el análisis de varianza. En relación al análisis o contraste de normalidad, se evaluaron dos estrategias: a partir de representaciones gráficas y prueba de hipótesis. Para la prueba de hipótesis se consideró como hipótesis nula que los residuos del modelo anteriormente planteado procedían de una distribución normal y como hipótesis alterna lo contrario, usando como nivel de significancia un valor de 0,05. Para ello se emplearon las pruebas de Lilliefors y de Anderson-Darling, usando el paquete *nortest* (Gross & Ligges, 2015) del software para el análisis estadístico de datos *R*. El sistema de hipótesis de esta prueba está dado por:

$$H_0 : e \sim N(0, \sigma^2) \quad H_a : e \not\sim N(0, \sigma^2)$$

donde,  $H_0$  es la hipótesis nula;  $H_a$  es la hipótesis alterna;  $e$  son los residuos de la variable edad al primer parto;  $N$  es el supuesto que establece que los residuos se distribuyen de forma normal, con media cero (0) y varianza constante ( $\sigma^2$ ).

Posteriormente, se verificó el supuesto de homogeneidad de varianzas de los residuos en los diferentes niveles de las variables consideradas como fuentes de la variación observada para la edad al primer parto. Para ello se empleó la prueba de Levene del paquete *car* (Fox *et al.*, 2018) del software *R*, utilizando la media (en caso de que se cumpliera el supuesto de normalidad) como estadístico de centralidad o la mediana (en caso contrario al no cumplimiento de dicho supuesto). En la prueba de Levene, se consideró como hipótesis nula que la varianza de los residuos era igual entre los niveles de un mismo efecto y como hipótesis alterna que no lo son, usando como nivel de significancia el mismo valor establecido en la prueba de normalidad. El sistema de hipótesis de interés se muestra a continuación:

$$H_0 : \sigma_{e_1}^2 = \sigma_{e_2}^2 \quad H_a : \sigma_{e_1}^2 \neq \sigma_{e_2}^2$$

donde,  $H_0$  es la hipótesis nula;  $H_a$  es la hipótesis alterna;  $\sigma_{e_i}^2$  es la varianza residual de la edad al primer parto en el  $i$ -ésimo nivel de la variable explicativa.

En caso de no satisfacer los anteriores supuestos se optó por emplear otra alternativa al análisis de varianza, como la técnica remuestreo de datos, generando para ello 10 mil conjuntos de datos de muestra con reemplazo a partir de la población evaluada (resultando en muestras de remuestreo del mismo tamaño de la muestra original), en cada uno de los diferentes niveles de las variables anteriormente descritas, usando para esto el paquete *infer* (Bray *et al.*, 2018) del software para el análisis estadístico de datos *R*. La técnica de remuestreo de datos, como prueba de significancia para la diferencia entre el valor medio de los diferentes niveles de una misma variable, se emplea cuando se quiere estudiar si dicha diferencia es significativa, empleando muestras aleatorias y separadas de la población. El contraste de hipótesis para la diferencia de

medias corresponde a:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \Leftrightarrow \mu_1 = \mu_2$$

$$H_a : \mu_1 - \mu_2 * 0 \Leftrightarrow \mu_1 * \mu_2$$

donde,  $H_0$  es la hipótesis nula;  $H_a$  es la hipótesis alterna;  $\mu_i$  es el promedio de la edad al primer parto en el  $i$ -ésimo nivel en cada variable explicativa, \* puede ser  $\neq$ ,  $<$  y  $>$  dependiendo del contexto del problema.

Por lo tanto, el interés consistió en ver si la diferencia en la media de la edad al primer parto en cada variable explicativa (sexo, clase de año de nacimiento y época de nacimiento) era estadísticamente diferente de cero. La técnica de remuestreo se empleó para calcular los valores  $p$  y los intervalos de confianza para el contraste de la hipótesis anterior. El nivel de significancia predeterminado correspondió a un valor de 0,05.

Las figuras para presentar los resultados gráficos, fueron realizados usando los paquetes *ggplot2* (Wickham *et al.*, 2018), *gridExtra* (Aguie & Antonov, 2017) y *ggrepel* (Slowikowski *et al.*, 2018) del software para el análisis estadístico de datos *R*.

#### 2.4. Análisis multivariado con máxima verosimilitud restringida

Los componentes de varianza para la edad al primer parto fueron estimados a partir de un modelo animal de un solo carácter, por medio del programa *MTDFREML* (Boldman, Kriese & Van, 1995). La convergencia de los parámetros fue evaluada a través de la observación acumulada de la diferencia al cuadrado de las medias relativas ( $1 \times 10^{-6}$ ) entre soluciones consecutivas. En la iteración inicial, se usó estimativas de componentes de varianza basados en valores disponibles en la literatura científica, y en cada una de las 100 mil iteraciones posteriores, fueron usados los valores estimados a partir de la iteración anterior.

El modelo animal simple incluyó los efectos fijos del sexo de la cría, la clase de año de nacimiento y la época de nacimiento. También fueron incluidos los efectos aleatorio genético aditivo y residual. El modelo animal, en términos matriciales, se describe de la siguiente manera:

$$y = Xb + Za + e \quad (2)$$

donde,  $y$  es el vector de edades al primer parto;  $b$  es el vector de solución de efectos fijos;  $a$  es el vector de solución de efectos aleatorios genéticos aditivos;  $X$  y  $Z$  son las matrices de incidencia de efectos fijos y efecto aleatorio del animal, respectivamente;  $e$  es el vector de efectos residuales aleatorios.

Los valores esperados ( $E$ ) y las varianzas ( $v$ ) para el análisis univariado son:

$$E \begin{bmatrix} y \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad y \quad v \begin{bmatrix} a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A \otimes \sigma_a^2 & 0 \\ 0 & I_n \otimes \sigma_e^2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde,  $A$  es la matriz de parentescos aditivos entre todos los animales en el pedigrí;  $\otimes$  es el producto Kronecker entre matrices;  $\sigma_a^2$  es la varianza genética aditiva;  $I_n$  es la matriz identidad de tamaño igual al número

de observaciones;  $\sigma_e^2$  es la varianza residual.

Con el mismo programa fueron estimados los valores del índice de herencia con posterior estimación de los valores genéticos para cada bovino. Luego fueron calculadas las tendencias genéticas y fenotípicas a partir de un análisis de regresión lineal de la media de los valores genéticos y fenotípicos para la edad al primer parto de todos los bovinos sobre los años de nacimiento. Los coeficientes de regresión (en meses/año) obtenidos para los valores genéticos y fenotípicos se interpretaron, respectivamente, como estimados de la tasa de incremento genético y fenotípico logrado en el periodo evaluado, según lo descrito por Vargas & Gamboa (2008).

### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En promedio,  $34,56 \pm 3,48$  meses después de nacidas las vacas tuvieron su primer parto, con valor mínimo de 24,07 meses y máximo de 41,80 meses, siendo menor a los valores obtenidos para otras razas criollas colombianas como es el caso de las razas Sanmartinero, el mismo Romosinuano en estudios previos, y el Blanco Orejinegro, con valores promedios de 43,1, 38,2 y 36,8 meses, respectivamente (Martínez & González, 2000; Ossa *et al.*, 2007; Rocha *et al.*, 2012), o bien, con valores muy similares al de otras razas bovinas criollas como el Hartón del Valle (Valderrama, 2005), el Costeño con Cuernos (Ossa, 2003), el Chino Santandereano (Vargas, citado en (Ossa *et al.*, 2007) y el Casanareño (Moncaleano *et al.*, 2016), con valores de 32,22, 37,57, 39,50 y 34 a 36 meses, respectivamente. En razas autóctonas de la zona templada, como el caso de la Asturiana de los Valles y la Retinta, se encontraron edades al primer parto muy semejantes al encontrado en este estudio, con valores de 35,4 y 37 meses, respectivamente (Gutiérrez *et al.*, 2002; Tapia *et al.*, 1995).

En general, la raza Romosinuano, al igual que las otras razas criollas colombianas, tiene una extraordinaria adaptación biológica al ambiente tropical que desarrolló durante siglos a costa de la pérdida de productividad, incuestionablemente, la reproducción, siendo que la edad al primer parto depende del manejo y la alimentación que se proporciona durante el periodo de crecimiento, mencionado por Ossa *et al.* (2008) en un experimento llevado a cabo en hembras suplementadas y no suplementadas, logrando las mismas una edad al primer parto a los 30 y 32 meses, respectivamente.

Al representar los valores residuales de los datos mediante un histograma y al superponer la curva de una distribución normal con la misma media y desviación estándar mostrada por ellos mismos (Figura 1 A), se observó un comportamiento en el que podría suponerse que los residuos provenían de una distribución normal. No obstante al realizar el gráfico Q-Q (Figura 1 B), donde se comparó los cuantiles de la distribución

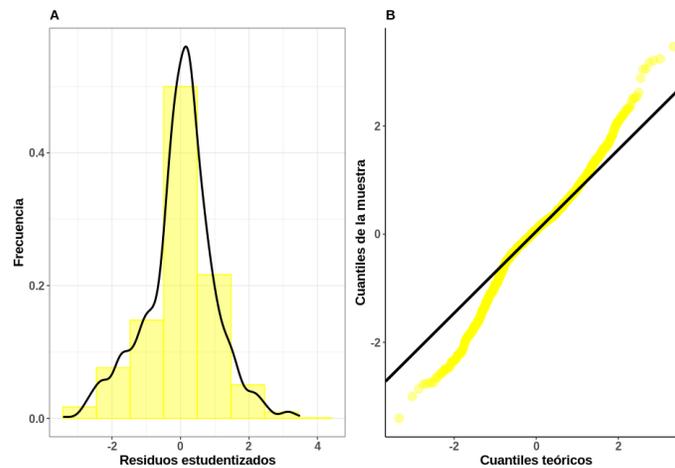


Figura 1: Histograma con curva de distribución normal de los residuos estandarizados (A) y gráfico Q-Q (B) para verificar la normalidad de los valores residuales para la edad al primer parto de vacas de la raza Romosinuano del hato de conservación del Centro de Investigación Turipaná. Fuente: elaboración propia

observada con los cuantiles teóricos de una distribución normal, se observó que los puntos no estaban del todo alineados entorno a la recta, presentándose unas ligeras desviaciones en las colas, hecho que indicó el no cumplimiento del supuesto de normalidad de los valores residuales.

Al realizar el contraste de normalidad a partir de la prueba de hipótesis se pudo constatar el no cumplimiento de este supuesto, al rechazar la hipótesis nula (o hipótesis de normalidad) descrita previamente en la metodología, dado que el valor  $p$  (el cual resultó en un valor menor a  $2,2 \times 10^{-16}$ ) fue menor al nivel de significancia asumido (0,05). Este resultado complementa lo obtenido a partir de las figuras meramente descriptivas descritas en el párrafo anterior, indicando una limitación para emplear el análisis de varianza como método para estudiar el efecto del sexo de la cría, la clase de año de nacimiento y la época de nacimiento, sobre el promedio general de la variable de interés (la edad al primer parto).

Del mismo modo al verificar que la varianza de los errores de los diferentes niveles de los efectos de interés fueran constantes, se pudo observar que solo uno de ellos (el sexo de la cría) presentaba un valor  $p$  (el cual resultó en un valor de 0,18) mayor al nivel de significancia asumido (0.05), mientras que el resto de ellos (la clase de año de nacimiento y la época de nacimiento) presentaron un valor  $p$  (el cual resultó en un valor menor a  $2,2 \times 10^{-16}$ ) menor a dicho nivel de significancia, hecho que condujo al rechazo de la hipótesis nula, y por tanto, al no cumplimiento del supuesto de homogeneidad de la varianza de los residuos en los diferentes niveles de la misma variable.

Dado el no cumplimiento de las condiciones necesarias para poder aplicar un análisis de varianza, la opción alternativa para estudiar el efecto de cada una de las variables explicativas (sexo de la cría, clase de año de nacimiento y época de nacimiento) sobre la edad al primer parto fue mediante el uso del remuestreo de

datos. El remuestreo es considerado como una alternativa a la técnica estadística tradicional de asumir una

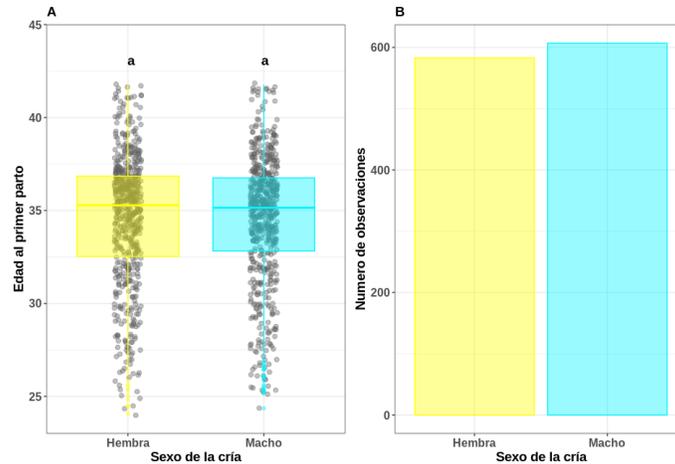


Figura 2: Resultados del remuestreo de datos y del análisis descriptivo para la edad al primer parto de la hembra bovina de la raza Romosinuano según el sexo de su cría. Las cajas y bigotes presentan letras en la parte superior. Si pares de niveles de una misma variable comparten una letra en común, las mismas no difieren significativamente al 5% acorde con la prueba del remuestreo (valor  $p > 0,05$ ). Fuente: elaboración propia.

distribución de probabilidad particular, como la de suponer que los datos se distribuyen de forma normal, lo cual puede no ser cierto. Esta metodología introducida por Efron (1979), ha sido aplicada en el campo de las ciencias animales (Casellas *et al.*, 2006).

Al emplear el remuestreo de datos como prueba de la significancia estadística para la diferencia en el promedio general de la edad al primer parto de la hembra bovina según el sexo de la cría, resultó en un valor  $p$  de 0.99, siendo esto evidencia a favor de la hipótesis nula de que no hay diferencia en la media general para la edad al primer parto entre ambos sexos. El análisis descriptivo (Figura 2A y Figura 2B) indicó un valor medio de 35 meses de edad al primer parto en madres con crías machos (607 en total) y hembras (583 en total), con desviación estándar de 3.43 y 3.54 meses para machos y hembras, respectivamente.

En relación a la clase de año de nacimiento, al comparar la diferencia en el valor medio entre diferentes clases, algunos intervalos de confianza (Figura 3C) proporcionaron evidencia a favor de la hipótesis alterna, encontrando que el rango de valores plausibles para la diferencia de medias entre clases de nacimiento fueron significativamente mayor o menor a cero (con un 95% de confianza). Estos intervalos de confianza además de sugerir diferencias entre dichas clases, también proporcionaron evidencia a favor de la hipótesis nula de que no hay diferencia en el valor medio de la edad al primer parto entre las mismas (por ejemplo entre los años de 1946-1955 y 2006-2015 con un intervalo de confianza al 95% de  $-0,97$  a  $0,83$ ), resultados que de igual forma se pudieron evidenciar al obtener un valor  $p$  mayor al nivel de significancia establecido (0,05) entre dichas clases de nacimiento (Figura 3A).

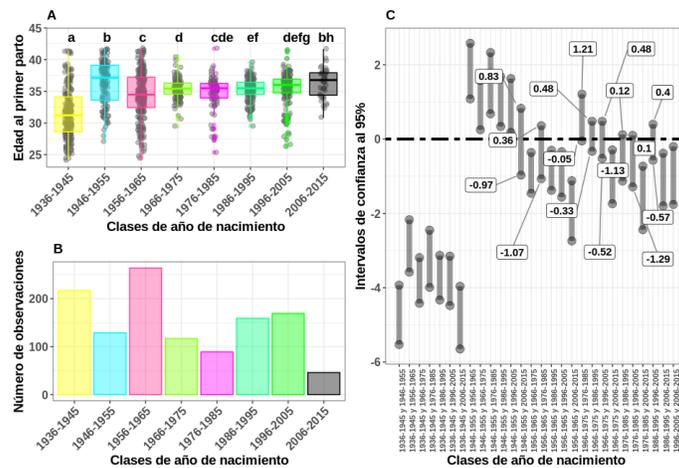


Figura 3: Resultados del remuestreo de datos y del análisis descriptivo para la edad al primer parto de la hembra bovina de la raza Romosinuano según la clase de año de nacimiento. Las cajas y bigotes presentan letras en la parte superior. Si pares de clases de año de nacimiento comparten una letra en común, las mismas no difieren significativamente al 5 % acorde con la prueba del remuestreo (valor  $p > 0,05$ ). Las líneas discontinuas verticales (Figura 3C) representan el intervalo de confianza al 95%, bajo la hipótesis nula de que no existen diferencias en la media general para la edad al primer parto entre clases de año de nacimiento.

Fuente: elaboración propia.

La clase de año de nacimiento de las hembras con menor edad al primer parto corresponde a la clase formada por los años de 1936 a 1945 (Figura 3A), con un promedio general de  $31,56 \pm 4,01$  meses, con valor mínimo de 24,07 meses y máximo de 41,44 meses. Por otra parte, la clase de año de nacimiento que presentó el mayor promedio fue la clase formada entre los años de 2006 a 2015, con un promedio de  $38,54 \pm 2,30$  meses, con valor mínimo de 30,82 meses y máximo de 41,64 meses. La menor cantidad de hembras nacidas (Figura 3B) ocurrió entre los años de 2006 a 2015 (46 observaciones) mientras que en los años de 1956 a 1965 se presentaron la mayor cantidad de nacimientos (264 observaciones).

Es difícil explicar el porqué del efecto de la clase de año de nacimiento sobre la edad al primer parto, debido a que cada clase en particular abarca diferentes años que además englobarían a múltiples efectos ambientales como el fotoperiodo, la temperatura, el brillo solar, la humedad, la velocidad del viento y la alimentación, los cuales actúan tanto conjunta como aisladamente (Revilla *et al.*, 1992). Por otra parte en estudios realizados en razas cebuinas, Vieira (2008) y Silveira *et al.* (2004) reportaron que el año de nacimiento afecta de manera significativa la variación de la edad al primer parto.

Según el procedimiento del remuestreo de datos, la época de nacimiento al parecer puede tener un efecto importante en la variación de la edad al primer parto. Esto se reveló por las diferencias en la distribución del remuestreo para la diferencia de medias de la edad al primer parto entre clases de mes de nacimiento, cuyos promedios variaron de 1,71 meses [ $IC95\% = 0,86 - 2,55$ ] entre enero a marzo y julio a septiembre hasta 0,12 meses [ $IC95\% = -0,83a1,02$ ] entre abril a junio y

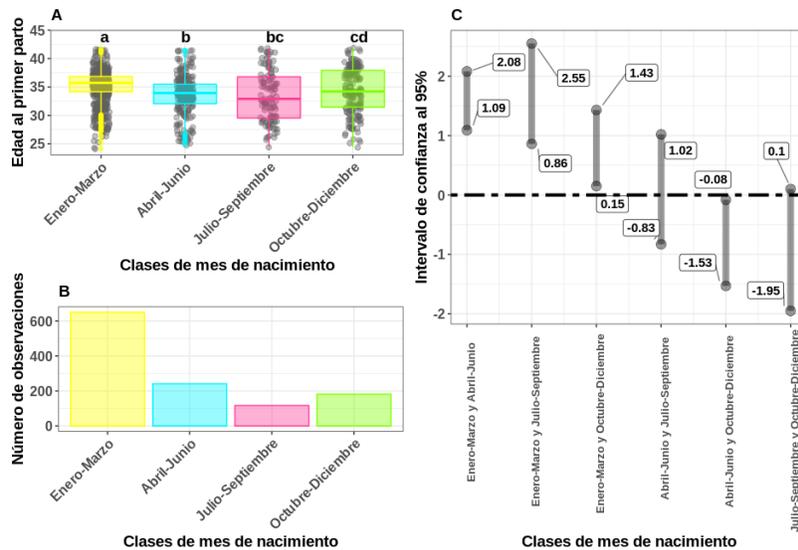


Figura 4: Resultados del remuestreo de datos y del análisis descriptivo para la edad al primer parto de la hembra bovina de la raza Romosinuano según la clase de mes de nacimiento (que representa la época de nacimiento). Las cajas y bigotes presentan letras en la parte superior. Si pares de clases de mes de nacimiento comparten una letra en común, las mismas no difieren significativamente al 5 % acorde con la prueba del remuestreo (valor  $p > 0,05$ ). Las líneas discontinuas verticales (Figura 4C) representan el intervalo de confianza al 95 %, bajo la hipótesis nula de que no existen diferencias en la media general, para la edad al primer parto entre clases de mes de nacimiento. Fuente: elaboración propia.

julio a septiembre. Los intervalos de confianza (Figura 4 C) evidenciaron además diferencias en la edad al primer parto entre los meses de abril a junio y julio a septiembre, y julio a septiembre y octubre a diciembre (comparaciones cuyo valor  $p$  fueron menor a 0,05).

El mejor comportamiento reproductivo se presentó en las hembras de la raza Romosinuano nacidas entre los meses de julio a septiembre (Figura 4A), con edades al primer parto en promedio de  $33,46 \pm 4,52$  meses, pues en dichos meses en el Centro de Investigación Turipaná hubo buena cantidad de forrajes debido a que fueron los meses de mayor cantidad de lluvias, favoreciendo de esta forma un mejor consumo de forraje, lo que conllevó a un mejor crecimiento de los animales, mientras que el peor comportamiento con un promedio de  $35,17 \pm 2,89$  meses de edad al primer parto, la presentaron las hembras que nacieron en los tres primeros meses (de enero a marzo), puesto que las hembras al nacer en estos meses fueron destetadas entre los meses de septiembre a noviembre, meses donde hubo escasez de forraje debido a la sequía, disminuyendo por tanto su crecimiento y aumentando su edad al primer parto. Es interesante observar (Figura 4 B) como la frecuencia de nacimientos es diferente en cada clase de mes de nacimiento, siendo esta mayor en el primer trimestre (55 % del total de observaciones), y menor en los meses de julio a septiembre (117 observaciones).

La mayoría de los autores consideran el mes de nacimiento (por consiguiente la época de nacimiento) como una de las causas más importante de la variabilidad de la edad al primer parto (Hansen, 1985), pero no concuerdan sobre cuál es el más favorable para obtener una menor edad. De igual forma, existen autores

Tabla 1: Estimados de componentes de varianza y de índice de herencia para la edad al primer parto de hembras de la raza Romosinuano del hato de conservación del Centro de Investigación Turipaná.

Componente de varianza e índice de herencia	Valor estimado
Varianza fenotípica	9,67
Varianza genética	3,06
Varianza del error	6,61
Heredabilidad $\pm$ error estándar	0,32 $\pm$ 0,09

cuyos estudios reportan ninguna relación entre el momento del nacimiento de la novilla y la edad al primer parto (Plasse *et al.*, 1968). Los factores reproductivos, el manejo en general y la alimentación, conjuntamente, constituyen la principal fuente de la variación de la edad al primer parto, siendo muchas veces difícil de explicar por sí solos (Goyache *et al.*, 1994; Tapia *et al.*, 1995).

Por otra parte, la edad al primer parto presentó un índice de herencia de  $0,32 \pm 0,09$  (Tabla 1), lo que significa que la variación total de dicho carácter es atribuible a la herencia en un 32 %, y el 68 % restante a factores o a circunstancias no atribuibles a la genética (ambiente). El valor en el índice de herencia encontrado en este estudio fue similar a lo estimado por Ríos *et al.* (2015) en una raza productora de carne en México (la raza Indubrasil), con un valor de  $0,39 \pm 0,19$ . Por otra parte, otros investigadores (Dias *et al.*, 1994; Pereira *et al.*, 1994; Borjas *et al.*, 2001; Suárez *et al.*, 2006; Rocha *et al.*, 2012) han reportado estimados de índice de herencia cercana a cero. El error estándar de estimación encontrado en este estudio (28,12 %), expresado como un porcentaje del valor obtenido del índice de herencia indicó una estimación precisa del mismo, una vez se consideró como admisible un error estándar menor al 40 %.

Generalmente, la magnitud en el índice de herencia de los caracteres reproductivos es bajo, siendo estos menores en poblaciones bovinas del trópico debido a que en estas poblaciones existe un menor control de los efectos ambientales dada sus condiciones de manejo (Falconer & Mackay, 1996). El valor obtenido en el índice de herencia en la edad al primer parto en este estudio, es indicio de que la mayor parte de la variación en dicha edad es debido a factores genéticos. Por lo tanto la herencia determina gran parte de la variación de dicho carácter, y la selección por métodos genéticos en la población bovina Romosinuano puede ser efectiva (Durán, 2003).

Respecto a las tendencias genéticas (Figura 5), se pudo apreciar un comportamiento constante de los valores genéticos en cada clase de año de nacimiento, con una disminución anual promedio de  $-0,01$  meses/año ( $r^2$  ajustado = 0,05; valor  $p = 0,29$ ), considerándose la misma como una disminución muy baja (prácticamente inexistente), a causa de que los bovinos de la raza Romosinuano no han sido sometidos a procesos de selección. Esto debido a que la población de estudio hace parte de un hato de conservación donde el objetivo

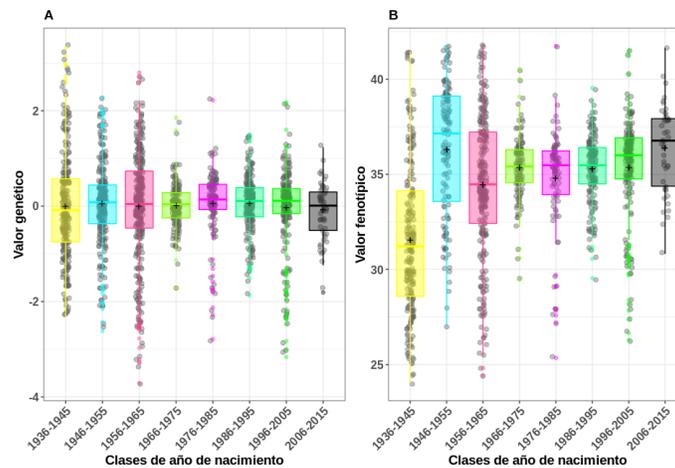


Figura 5: Tendencia de los valores genéticos (A) y fenotípicos (B) para la edad al primer parto del hato de conservación del Centro de Investigación Turipaná. La + representa la media general de los valores genéticos y fenotípicos en cada clase de año de nacimiento. Fuente: Elaboración propia.

consiste en preservar su variabilidad genética, por lo cual la estrategia de mejoramiento ha consistido en seleccionar toros basados principalmente en su genealogía y no a partir de su valor genético o fenotípico (Martínez & Pérez, 2006). No obstante la edad al primer parto expresado fenotípicamente (Figura 5B), presentó una tendencia levemente creciente, con un aumento promedio anual de 0,36 *meses/ao* ( $r^2$  ajustado = 0,25; valor  $p = 0,12$ ), proporcionando evidencia a favor de que la variabilidad observada en la edad al primer parto a lo largo del periodo evaluado puede atribuirse al ambiente y no solo al efecto exclusivo de los genes.

Como país de eminente actividad agropecuaria, Colombia está en la obligación de conservar y utilizar sus razas bovinas criollas, las cuales, mediante procedimientos de selección, constituyen un apoyo al desarrollo sostenible y competitivo de los sistemas de producción pecuaria en el trópico cálido y húmedo del país. Mantener y documentar por tanto su variabilidad genética es de vital importancia ya que las razas bovinas criollas constituyen parte fundamental del inventario biológico que el país posee.

#### 4. CONCLUSIONES

- Se evidencia que las hembras criollas Romosinuano posee una excelente eficiencia reproductiva, manifiesta en su medida de edad al primer parto promedio.
- La variación observada en la edad al primer parto como cualquier otra variable de tipo cuantitativo además de tener una base genética, es producto de factores ambientales. Esto se evidenció al observar efectos estadísticamente significativos de la clase de año de nacimiento y la época de nacimiento sobre dicho carácter, más no así el sexo de la cría.

- El valor en el índice de herencia para la edad al primer parto en bovinos de la raza Romosinuano, indica que en la población evaluada existe variabilidad genética suficiente para desarrollar procesos de selección, y así asegurar la ganancia genética para dicha característica.

## Referencias

- Auguie, B. & Antonov, A. (2017). [En línea]. gridExtra: miscellaneous functions for “grid” graphics. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/cran/gridExtra>.
- Ben, A. R., Bouraoui, B., Rekik, H., Hammami, H. & Rouissi, H. (2009). Optimal age at first calving for improved milk yield and length of productive life in Tunisian Holstein cows. *American-Eurasian Journal of Agronomy*, 2, 162-167.
- Boldman, K., Kriese, L. & Van, L. (1995). A manual for use of MTDFREML. Washington. (1999).
- Borjas, A., Magnabosco, C., Lobo, B., Bezerra, F. & Sainz, D. (2001). Variabilidad genética de días al parto y sus relaciones con otros rasgos reproductivos y de crecimiento en hembras Nelore. En: Memorias XVII reunión de la asociación latinoamericana de producción animal. La Habana, Cuba, 268.
- Bray, A, Ismay, C., Baumer, B., Cetinkaya, M., Chasnovski, E., Laderas, T., Solomon, N., Hardin, J., Kim, A., Fultz, N., Friedman, D., Cotton, R. & Fannin, B. (2018). [En línea]. Infer: tidy statistical inference. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/tidymodels/infer>.
- Casas, E. & Tewolde, A. (2001). Evaluación de características relacionadas con la eficiencia reproductiva de genotipos criollos de carne en el trópico húmedo. *Archivos latinoamericanos de producción animal*, 9, 68-73.
- Casellas, J., Tarrés, J., Piedrafita, J. & Varona, L. (2006). Parametric bootstrap for testing model fitting in the proportional hazards framework: An application to the survival analysis of Bruna dels Pirineus beef calves. *Journal of animal science*, 84, 2609-2616.
- Dias, C., De Queiroz, A. & De Albuquerque, G. (1994). Efeito endogamia em características reprodutivas de bovinos da raça Caracu. *Revista sociedade brasileira de zootecnia*, 23, 157-164.
- Durán, C. V. (2003). La raza colombiana Lucerna. En: Razas criollas y colombianas puras, memoria convenio 135-01. Produmedios, Colombia, 121-134.
- Efron, B. (1979). Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *Annals of statistics*, 7, 1-26.
- Falconer, D. S. & Mackay, T. F. C. (1996). Introducción a la genética cuantitativa. Editorial Acribia, España.
- Fox, J., Weisberg, S., Price, B., Adler, D., Bates, D., Baud, G., Bolker, B., Ellison, S., Firth, D., Friendly, M., Gorjanc, G., Graves, S., Heiberger, R., Laboissiere, R., Maechler, M., Monette, G., Murdoch, D.,

- Nilsson, H., Ogle, D., Ripley, B., Venables, W., Walker, S., Winsemius, D., Zeileis, A. & R-Core. (2018). [En línea]. Car: companion to applied regression. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/cran/car>.
- Goyache, F., Gutiérrez, J. P., Alonso, L., Cañon, J., Villa, A. & Dunner, S. (1994). La edad al primer parto en la Raza Asturiana de los Valles. *FEAGAS*, 5, 26-28.
- Gross, J. & Ligges, U. (2015). [En línea]. Nortest: test for normality. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/cran/nortest>.
- Gutiérrez, J. P., Alvarez, I., Fernandez, I., Royo, L. J., Diez, J. & Goyache, F. (2002). Genetic relationships between calving date, calving Interval, age at first calving and type traits in beef cattle. *Livestock Production Science*, 78, 215-222.
- Hansen, P. J. (1985). Seasonal modulation of puberty and the post-partum anaestrus in cattle: a review. *Livestock production science*, 12, 309-327.
- Heinrichs, A. J., Heinrichs, B. S., Harel, O., Rogers, G. W. & Place, N. T. (2005). A prospective study of calf factors affecting age, body size, and body condition score a first calving of Holstein Dairy Heifers. *Journal of dairy science*, 88, 2828 -2835.
- Martínez, G. & González, F. (2000). El Ganado criollo Sanmartinero (SM) y su potencial productivo. *Animal genetic resources information*, 28, 7-17.
- Martínez, R. & Pérez, J. E. (2006). Parámetros y tendencias genéticas para características de crecimiento en el ganado criollo colombiano Romosinuano. *Revista corpoica - ciencia y tecnología agropecuaria*, 7(1), 25-32.
- Moncaleano, J., Parra, R., Peña, M., Parra, J. & Góngora, A. (2016). Reproductive parameters of some native bovine breeds: Sanmartinero and Casanareño. *Animal genetic resources*, 59, 97-103.
- Ossa, G. A. (2003). Comportamiento productivo del ganado Costeño con Cuernos y sus cruces. En: Razas criollas y colombianas puras, memoria convenio 135-01. Bogotá, Colombia, 94.
- Ossa, G. A., Suárez, M. A. & Pérez, J. E. (2007). Factores ambientales y genéticos que influyen en el primer parto y el intervalo entre partos en hembras de la raza criolla Romosinuano. *Revista corpoica - ciencia y tecnología agropecuaria*, 8, 74 -80.
- Ossa, G. A., Santana, M., Pérez, J. E., Cuadrado, H., Torregroza, L., Martínez, A. & Medina, P. (2008). Potencial productivo del ganado Romosinuano, BON, Cebú y sus cruzamientos en el Valle del Sinú y Bajo Cauca Antioqueño. *Corpoica. Colciencias. ICA y MADR*. ISBN: 978-958-8311-88-3. Bogotá, Produmedios. 43 p.

- Pereira, C., Pereira, S. & Carneiro, N. (1994). Relação genética entre características reprodutivas e produtivas de um rebanho bovino da raça Caracu. *Arquivo brasileiro de medicina veterinaria e zootecnia*, 46, 149-160.
- Pinzón, M. (1984). Historia de la ganadería bovina colombiana: origen y desarrollo de la ganadería colonial. Razas autóctonas, recurso natural: su formación, utilización y estado actual. Suplemento Ganadero. Banco Ganadero, 208 p.
- Pirlo, G., Miglior, F. & Speroni, M. (2000). Effect of age at first calving on production traits and on difference between milk yield returns and rearing costs on Italian Holsteins. *Journal of dairy science*, 83, 603-608.
- Plasse, D., Warnick, A. C. & Koger, M. (1968). Reproductive behavior of *Bos indicus* females in a subtropical environment. I. Puberty and ovulation frequency in Brahman and Brahman x British. *Journal of animal science*, 27, 94-100.
- Radostits, O. (2003). Herd Health: food animal production medicine. Tercera edición. Saunders Company, USA.
- Revilla, R., Olleta, J. L., San Juan Moreno, L. & Blasco, I. (1992). Recría y manejo de novillas en zonas de montaña. *Bovis*, 46, 45-65.
- Ríos, Á., Hernández, V., Amezcua, E. & Zárate, J. (2013). Heredabilidad de características reproductivas de vacas Indubrasil. *Agronomía mesoamericana*, 24(2), 293-300.
- Rocha, J. F., Gallego, J. L., Vásquez, R. F., Pedraza, J. A., Echeverri, J. J., Ceron, M. F. & Martínez, R. (2012). Estimación de parámetros genéticos para la edad al primer parto e intervalo entre parto en bovinos de la raza Blanco Orejinegro (BON) en Colombia. *Revista colombiana de ciencias pecuarias*, 25, 220-228.
- R Core Team. (2018). [En línea]. R: A language and environment for statistical computing. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <http://www.R-project.org/>.
- Silveira, C. J., McManus, C. M., Mascioli, A. S., Silva, L. O. C., Silveira, A. C., Garcia, J. A. S. & Louvandini, H. (2004). Fatores ambientais e parametros geneticos para caracteristicas produtivas e reprodutivas em um rebanho Nelore no Estado do Mato Grosso do Sul. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 33(6), 1432 - 1444.
- lowikowski, K., Schep, A., Hughes, S., Lukauskas, S., Irisson, J., Kamvar, Z., Ryan, T., Christophe, D., Hiroaki, Y. & Gramme, P. (2018). [En línea]. ggrepel: automatically position non-overlapping text labels with ggplot. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/slowkow/ggrepel>.
- Suárez, M., Ossa, G. A. & Pérez, J. E. (2006). Factores ambientales y genéticos que influyen sobre la edad al primer parto en hembras de la raza Romosinuano. *Revista MVZ Córdoba*, 11(2), 738-743.

- Tapia, N., Muñoz, P. & Molina, A. (1995). Factores que afectan a la edad al primer parto en el ganado vacuno de raza Retinta. *Archivos de zootecnia*, 44, 215-223.
- Valderrama, R. (2003). Ganado Hartón del Valle. Razas Criollas y Colombianas Puras. Memorias, convenio 135. 01. 2003. *Produmedio*, 109-118 p.
- Vargas, B. & Gamboa, G. (2008). Estimación de tendencias genéticas e interacción genotipo x ambiente en ganado lechero de Costa Rica. *Técnica Pecuaria en México*, 46, 371-386.
- Vieira, D. H. (2008). Efeitos nao genéticos sobre as características reprodutivas de femeas de raça Nelore. Universidade Federal Rural Do Rio De Janeiro.
- Viloria De la Hoz, J. (2003). La ganadería bovina en las llanuras del Caribe Colombiano. Documentos de Trabajo sobre Economía Regional. Banco de la República. Cartagena de Indias, 1-65 p.
- Wickham, H., Chang, W., Lionel, H., Lin, T., Takahashi, K., Wilke, C., Woo, K. & Rstudio. (2018). [En línea]. *ggplot2: create elegant data visualisations using the grammar of graphics*. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/tidyverse/ggplot2>.
- Wickham, H. & Francois, R. (2014). [En línea]. *dplyr: a grammar of data manipulation*. [Consultada en enero de 2019]. Disponible en: <https://github.com/tidyverse/dplyr>.