

## Estimation of genetic parameters for age at first calving and calving interval in Blanco Orejinegro (BON) breed cattle populations in Colombia<sup>□</sup>

*Estimación de parámetros genéticos para edad al primer parto e intervalo entre partos en poblaciones bovinas de la raza Blanco Orejinegro (BON) en Colombia*

*Estimação de parâmetros genéticos para idade ao primeiro parto e intervalo de partos em populações bovinas da raça Blanco Orejinegro (BON) na Colômbia*

Juan F M-Rocha, MV<sup>1\*</sup>; Jaime L Gallego, MV<sup>2</sup>; Rodrigo F Vásquez, Zoot<sup>2</sup>; Jorge A Pedraza, MV<sup>1</sup>; Julián Echeverri<sup>3</sup>, PhD; Mario F Cerón-Muñoz, Zoot, DrS<sup>4</sup>; Rodrigo Martínez, Zoot, PhD<sup>1,2</sup>.

<sup>1</sup>Laboratorio de Genética Molecular Animal, Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria, CORPOICA.

<sup>2</sup>Grupo de Recursos Genéticos y Biotecnología Animal, Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria, CORPOICA.

<sup>3</sup>Grupo Biodiversidad y Genética Molecular BIOGEM, Universidad Nacional de Colombia, Departamento de Producción Animal, Facultad de Ciencias Agropecuarias.

<sup>4</sup>Grupo de Investigación en Genética, Mejoramiento y Modelación Animal GaMMA, Facultad de Ciencias Agrarias e Instituto de Biología de la Universidad de Antioquia, Medellín Colombia.

(Recibido: 14 febrero, 2011; aceptado: 22 noviembre, 2011)

### Summary

**Objective:** to estimate genetic parameters for age at first calving (AFC) and calving interval (CI) in 22 herds of Blanco Orejinegro cattle in Colombia. **Methods:** a total of 1,256 records for AFC and 3,803 for CI, obtained between years 1981 and 2010 were analyzed. The (Co) variances components were estimated by a derivative-free restricted maximum likelihood procedure in a bi-trait animal model. **Results:** average of AFC and CI were  $1,104 \pm 141$  and  $487 \pm 147$  days, respectively. Heritabilities were 0.15 and 0.13 for AFC and CI, respectively, with -0.43 genetic correlation. The herd and year of birth were included as fixed effects for the AFC, while parity number and the covariate age of dam at farrow were analyzed for CI. All the effects had a significant influence over the CI variance. **Conclusions:** the values obtained for these traits indicate that selection for calving interval and age at first calving may have a relatively low impact, due to the large environmental effect on the variation of both parameters in these breed populations.

**Key words:** creole cattle, heritability, reproductive parameters.

□ Para citar este artículo: M-Rocha JF, Gallego JL, Vásquez RF, Pedraza JA, Echeverri JJ, Cerón-Muñoz MF, Martínez R. Estimación de parámetros genéticos para edad al primer parto e intervalo entre partos en bovinos de la raza Blanco Orejinegro (BON) en Colombia. Rev Colomb Cienc Pecu 2012; 25:220-228.

\* Autor para correspondencia: Juan Felipe M-Rocha. Corpoica, Tibaitatá, Km 14 vía Bogotá – Mosquera. CBB, Lab Genética Molecular Animal. E-mail: jfmartinez@corpoica.org.co

### Resumen

**Objetivo:** estimar los parámetros genéticos de la edad al primer parto (EPP) y del intervalo entre partos (IEP) en 22 poblaciones bovinas de la raza criolla colombiana Blanco Orejinegro. **Métodos:** se utilizaron 1.256 registros para EPP y 3.803 registros de IEP, obtenidos entre los años 1981 y 2010. Los componentes de (Co) varianza fueron estimados por máxima verosimilitud restringida libre de derivadas con un modelo animal bicaracterístico. **Resultados:** los promedios de la EPP y del IEP fueron de  $1.104 \pm 141$  y  $487 \pm 147$  días, respectivamente. Las heredabilidades obtenidas en el análisis fueron de 0.15 y 0.13 para EPP e IEP, respectivamente, con una correlación genética de -0.43. Se evaluaron los efectos fijos de año de nacimiento y hato para la EPP, también fue incluido el orden de parto y la covariable edad de la vaca al parto en el análisis del IEP, los cuales todos tuvieron una influencia significativa sobre la variación de este parámetro. **Conclusiones:** los valores obtenidos para estas características reproductivas en el presente estudio, indican que la selección para intervalo entre parto y edad al primer parto puede tener un efecto relativamente bajo, debido al amplio efecto ambiental sobre la variación de estos dos parámetros en las poblaciones de esta raza.

**Palabras clave:** ganado criollo, heredabilidad, parámetros reproductivos.

### Resumo

**Objetivo:** estimar os parâmetros genéticos de idade ao primeiro parto (EPP) e do intervalo entre partos (IEP) em 22 populações bovinas da raça criolla colombiana Blanco Orejinegro. **Métodos:** foram utilizadas 1.256 e 3.803 dados para IPP e IEP respectivamente, obtidos entre os anos 1981 e 2010. Os componentes de (Co) variância foram estimados por máxima verossimilhança restrita livre de derivadas com um modelo animal bicaracterístico. **Resultados:** as médias da EPP e IEP foram  $1.104 \pm 141$  dias ( $36.8 \pm 4.7$  meses) e  $487 \pm 147$  dias ( $16.2 \pm 4.9$  meses), respectivamente. As herdabilidades obtidas nas análises foram de 0.15 e 0.13 para EPP e IEP respectivamente, com uma correlação genética de -0.43. Foram incluídos os efeitos fixos de ano de parto e rebanho para EPP, também foi analisado o efeito de ordem de parto e a covariável de idade da vaca ao parto para o IEP. Todos os efeitos incluídos na análise foram significativos sobre a variação do IEP. **Conclusões:** os valores obtidos no presente estudo para estas características reprodutivas indicam que a seleção para intervalo entre parto e idade ao primeiro parto podem ter um efeito relativamente baixo, devido ao amplo efeito ambiental sobre a variação destes dois parâmetros nas populações desta raça.

**Palavras chave:** gado crioulo, herdabilidade, parâmetros reprodutivos.

## Introducción

La ganadería bovina en Colombia enfrenta problemas de eficiencia productiva relacionados con los bajos índices de crecimiento, la baja eficiencia reproductiva y el incipiente desarrollo de programas de mejoramiento genético (FEDEGAN, 2006). El componente reproductivo representa un factor de alto impacto en los costos de producción y determina en gran medida las ganancias de una empresa ganadera, pues estas dependen del período de reproducción de las hembras (Casas y Tewolde, 2001). Un estudio realizado en ganado lechero en los Países Bajos por Inchaisri *et al.* (2010) muestra que una fertilidad subóptima, representada por un desempeño reproductivo medio o pobre, resulta respectivamente en un promedio de pérdidas netas de €34 y €231 por vaca al año, si se compara con

una óptima fertilidad. La variación de factores como la tasa de concepción, la tasa de detección de celo, la incidencia de desórdenes posparto que afectan la concepción, la tasa de mortalidad embrionaria y el período voluntario de espera, tiene gran impacto en el beneficio económico, pero finalmente, el incremento del intervalo entre partos es lo que genera las mayores pérdidas económicas.

La edad al primer parto (EPP) representa una medición de los factores nutricionales, del mérito genético y de las condiciones de manejo, una reducción en los valores de este parámetro se relaciona con una mayor vida productiva de las vacas, lo que permitiría tener una mayor cantidad de terneros por vaca en el hato (Van der Westhuizen *et al.*, 2001; Rust y Groeneveld, 2001) e incrementaría la productividad del sistema.

En ganado cruzado con Blanco Orejinegro (BON), Cebú y Angus en Colombia, se han reportado heredabilidades de  $0.15 \pm 0.13$  para edad al primer parto y de  $0.11 \pm 0.06$  y  $0.18 \pm 0.11$  para primer y segundo intervalo entre partos, respectivamente (Vergara *et al.*, 2009). Estos bajos valores de heredabilidad indican que estos parámetros son altamente influenciados por factores del ambiente, por lo que sus valores fenotípicos y genotípicos deben ser evaluados teniendo en cuenta las condiciones ambientales y efectos de manejo propios de cada hato. El objetivo del presente estudio fue estimar parámetros fenotípicos y genéticos de las características reproductivas: intervalo entre parto y edad al primer parto y estimar la significancia que tienen en su variación los efectos de hato, año y orden de parto, en poblaciones de bovinos BON pertenecientes a hatos comerciales y a planes de fomento de esta raza en el país.

## Materiales y métodos

### Tipo de estudio

El trabajo se realizó a partir de los registros reproductivos de ganaderías comerciales localizadas en Cundinamarca (El Palmar), Risaralda (Bohemia y Hato Viejo) y Córdoba (La Esmeralda) y en hatos pertenecientes a la Universidad Nacional de Colombia (Paysandú en Antioquia) y a la Universidad de Antioquia (Vegas de la Clara en Antioquia). También se utilizó información proveniente del banco de germoplasma de Corpoica y de 15 ganaderías que hacen parte del Plan Nacional de Fomento de Ganado BON.

Estas poblaciones de ganado son mantenidas bajo condiciones de pastoreo semi-extensivos en alturas que van entre los 800 y los 1.800 msnm, con topografías quebradas y temperaturas entre los 18 y 24 °C.

Fueron eliminados registros provenientes de animales con identificación dudosa o repetida, información fuera del rango normal de la característica o con números extremos, por lo que solamente se admitieron valores que van entre 300 a 990 días para IEP y entre 660 a 1.300 días para

edad al primer parto. La base de datos analizada incluyó 1.256 y 3.803 registros para EPP e IEP, respectivamente, comprendidos entre los años 1981 a 2010. El número de toros con hijas fue de 167 y 247 y de hembras con hijas fue de 354 y 670 para EPP e IEP, respectivamente, además de contar con información de abuelos, para un total de 4 a 6 generaciones incluidas en el análisis (Tabla 1).

**Tabla 1.** Descripción de la estructura genealógica de las poblaciones BON en Colombia incluidas en el análisis

Descripción	Edad al primer parto	Intervalo de partos
Nº Animales de la población base	717	723
Nº Animales con registros	1.256	1.329
Con padre desconocido	448	276
Con madre desconocida	661	361
Nº toros con registros de progenie	167	247
Nº hembras con registros de progenie	354	670
Nº de abuelos maternos con registros de progenie	74	145
Nº de abuelas maternas con registros de progenie	69	294
Porcentaje de consanguinidad	2.3	

### Análisis estadístico

Se realizaron análisis de varianza preliminares para determinar la influencia de los efectos fijos de año de nacimiento (1981 – 2010) y hato (22 poblaciones) en la EPP y los efectos de año de nacimiento, hato, número de partos (1 - 13) y la covariable edad de la vaca al parto para la variable IEP. Estos análisis se realizaron utilizando el procedimiento GLM del paquete estadístico SAS® (Statistical Analysis System Ver 9.0, 2008).

Las fuentes de variación con efecto significativo ( $p < 0.05$ ) fueron incluidas en un modelo mixto, utilizando la metodología del Mejor Predictor Lineal Insegado (BLUP) para calcular los componentes de varianza y covarianza y a partir de ellos estimar los valores de heredabilidad ( $h^2$ ). Se realizó un análisis bi-carácter con el programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1995), haciendo uso de un algoritmo de máxima verosimilitud restringida libre de derivadas, aplicado a un modelo animal. El modelo mixto se describe a continuación:

$$Y_i = X_i\beta_i + Z_i a_i + W_i p_i + e_i$$

$Y_i$ : vector de observaciones de la característica  $i$  ( $i$ =EPP o IEP);  $\beta_i$ : vector de soluciones para efectos fijos (hato y año de parto para EPP y hato, año, número de parto y la covariable edad al parto para IEP) relacionados a la matriz de incidencia  $X_i$ ;  $a_i$ : vector de soluciones para valores genéticos, relacionados con la matriz de incidencia  $Z_i$ ;  $p_i$ : vector de soluciones para efectos de ambiente permanente para IEP, únicamente, relacionados con la matriz de incidencia  $W_i$ ;  $e_i$ : valores residuales.

Para el cálculo de la repetibilidad se utilizó la siguiente fórmula (Falconer y Mackay, 1996):

$$r = \frac{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2}{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2 + \sigma_e^2}$$

Donde  $\sigma_a^2$ : varianza genética aditiva;  $\sigma_{pe}^2$ : varianza de ambiente permanente;  $\sigma_e^2$ : varianza del error. La correlación genética entre los dos parámetros fue estimada usando el método MTDFREML. Para el cálculo de la correlación fenotípica entre los dos parámetros evaluados (X y Y) se tuvo en cuenta la correlación genética ( $ra$ ) y ambiental ( $re$ ), aplicando la siguiente fórmula (adaptada de Falconer y Mackay, 1996):

$$r_p = ra \left( \sqrt{h_x^2} \sqrt{h_y^2} \right) + re \left( \sqrt{1-h_x^2} \sqrt{1-h_y^2} \right)$$

## Resultados

La media de la edad al primer parto fue de  $1.104 \pm 141$  en las 22 poblaciones de raza BON analizadas, con valores promedio que variaron entre los 884 y los 1.250 días, siendo este efecto estadísticamente no significativo ( $p > 0.05$ ).

Tampoco se presentaron diferencias estadísticas significativas entre años ( $p > 0.05$ ), la menor media se presentó en 1995 con 1.001 días y la mayor en el año 1987 con 1.335 días. La EPP se mantiene estable entre los 1.000 y los 1.200 días para la mayoría de años analizados en este estudio, solo en 1987 y 1989 se presentan valores superiores de 1.335 y 1.279 días, respectivamente.

El intervalo entre partos promedio fue de  $487 \pm 147$  días, con un alto coeficiente de variación (30%). El promedio más bajo de IEP fue de  $453 \pm 112$  días,

valor que corresponde a una fertilidad del 80%. Por el contrario, los valores promedio más altos fueron encontrados en dos fincas que hacen parte del plan de fomento de la raza, con valores de  $585 \pm 148$  y  $571 \pm 156$  días y con diferencias estadísticas significativas de los resultados obtenidos en las demás poblaciones ( $p < 0.05$ ).

En el presente trabajo se encontró que el orden de parto fue una causa significativa ( $p < 0.01$ ) de la variación del intervalo entre partos. Los valores más altos fueron obtenidos para el intervalo entre el primer y el segundo parto ( $547 \pm 142$  días), mientras que los valores más bajos se encontraron en los intervalos quinto y décimo con  $448 \pm 121$  y  $449 \pm 117$  días, respectivamente. En general el IEP se mantiene por debajo de 480 días para la mayoría de números de parto analizados.

El efecto del año de parto fue altamente significativo para el carácter IEP ( $p < 0.01$ ). La figura 1 muestra la tendencia de la media para IEP en las tres últimas décadas. Entre los años 1981 a 2010 el promedio de IEP para la raza BON varió en un rango de 390 a 563 días, obteniendo el valor más bajo ( $390 \pm 29$  días) en el año 1981 y el valor más alto ( $563 \pm 145$  días) en 1991.

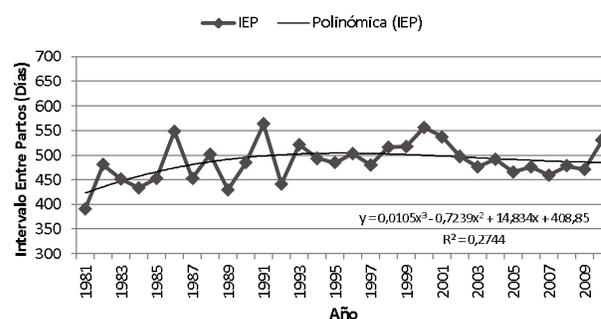


Figura 1. Intervalo entre partos en función del año de parto de la vaca, evaluado en 22 poblaciones de bovinos de la raza criolla BON.

Los componentes de (Co) varianza, las heredabilidades y las correlaciones genéticas y fenotípicas entre las características EPP e IEP en el análisis bicaracterístico se presentan en la tabla 2. Las heredabilidades fueron  $0.15 \pm 0.026$  y  $0.13 \pm 0.031$ , para EPP e IPP, respectivamente y la correlación genética entre estas dos características fue de  $-0.43 \pm 0.14$ . La repetibilidad del IEP fue muy semejante a la heredabilidad (0.128).

**Tabla 2.** Componentes de varianza y heredabilidades de la edad al primer parto (EPP) e intervalo entre partos (IEP) en ganado Blanco Orejinegro en Colombia.

	EPP	IEP
Varianza genética aditiva	157.16	6.51
Varianza de ambiente permanente		0.12
Varianza del error	904.01	45.06
Varianza fenotípica	1061.17	51.57
Heredabilidad	0.15 ± 0.026	0.13 ± 0.031
Correlación genética	-0.43 ± 0.142	
Correlación fenotípica	0.55	

## Discusión

La media de EPP en este estudio para la raza BON (36.8 meses) es menor que los valores obtenidos para otras razas de bovinos criollos colombianos, como es el caso de las razas Sanmartinero y Romosinuano con valores promedio de 43.1 y 38.2 meses, respectivamente (Martínez y González, 2000; Ossa *et al.*, 2007). En razas autóctonas de otras latitudes, como el caso de la Asturiana de los Valles y la Retinta, se encontraron valores muy semejantes, con 35.4 meses y 37 meses, respectivamente (Gutiérrez *et al.*, 2002; Tapia *et al.*, 1995). Por otra parte, se han encontrado valores menores de EPP ( $35.4 \pm 2.6$  meses) en ganado Nelore mantenidos en condiciones del trópico y bajo sistemas extensivos de manejo (Forni y Albuquerque, 2005).

Un estudio realizado por Azevêdo *et al.* (2006) donde se analiza el desempeño reproductivo de vacas Nelore en el norte y noreste de Brasil, muestra una EPP de  $45.14 \pm 10.83$  meses. Estos autores señalan que una posible causa para explicar este alto valor de EPP es el criterio que tienen los ganaderos para ingresar las novillas a su período reproductivo, ya que este se basa muchas veces en el peso ideal que deben alcanzar los animales, más que tener en cuenta la edad ideal.

En el presente estudio no se encontró significancia estadística en los efectos de hato y año como causas de variación en la EPP. Se observó un comportamiento uniforme a través de los años evaluados, así como también un comportamiento similar entre fincas. Por el contrario, estudios

realizados en razas cebuinas (Vieira, 2008; Silveira *et al.*, 2004) muestran que efectos como el año y el mes de nacimiento influyen de manera significativa en la variación de la EPP. En nuestro estudio, la baja variación de este parámetro entre los años y fincas, puede deberse a la similitud en las condiciones de manejo dadas a los animales antes de que estos alcancen la pubertad, así como también al bajo número de observaciones efectivas por año obtenidas durante el período total de tiempo analizado para este parámetro.

El promedio de IEP fue de  $487 \pm 147$  días, con un alto coeficiente de variación (30%), situación que es común para este tipo de características reproductivas que tienen una alta influencia ambiental. El porcentaje de fertilidad de las fincas varió entre el 66 y 80%, valores muy superiores al promedio de la ganadería nacional (52%), como ha sido registrado en el Plan 2019, presentado por FEDEGAN (2006). El promedio de IEP más bajo ( $453 \pm 112$  días) encontrado en una de las ganaderías comerciales, se pudo haber obtenido debido a que este es un hato de tamaño intermedio, pero de manejo más intensivo que las demás poblaciones incluidas en el estudio. El efecto de hato como causa significativa ( $p < 0.05$ ) de variación del IEP se puede explicar por las condiciones particulares de cada finca, como lo son la disponibilidad de alimento, la incidencia de enfermedades y el manejo reproductivo.

Se han reportado intervalos entre partos que varían entre 366 y 472 días para la raza BON (Gutiérrez, 2003). El trabajo de Vergara *et al.* (2008) en el que se incluyen registros reproductivos de animales cruzados BON x Cebú y BON x Angus x Cebú, muestra valores superiores para IEP ( $544 \pm 97$  días). En otras razas criollas colombianas se ha reportado valores de IEP de 492 días (16.4 meses) para ganado Sanmartinero (Martínez y González, 2000) y  $433 \pm 139$  días en la raza Romosinuano (Ossa *et al.*, 2007). En razas autóctonas españolas como la Rubia Gallega y la Asturiana de los Valles se registraron valores promedios de IEP de 409 días (con un coeficiente de variación de 15.2%) y  $488 \pm 177$  días, respectivamente (Yagüe *et al.*, 2009; Gutiérrez *et al.*, 2002).

El orden de parto influyó en el IEP, siendo mayor en el intervalo del primer ( $547 \pm 142$  d) y segundo parto ( $487 \pm 132$  d). Resultados similares fueron obtenidos por Silveira *et al.* (2004), quienes también reportan un valor promedio mayor para el primer IEP ( $517 \pm 4$  días) que los subsiguientes ocho intervalos incluidos en su estudio, seguido por el promedio del segundo IEP con  $453 \pm 4$  días. Una tendencia similar fue reportada por Vieira (2008), donde la media para el primer IEP ( $495 \pm 3$  d) es mayor que los siguientes seis intervalos, y se presentó un aumento hacia el octavo ( $464 \pm 8$  d) y noveno ( $474 \pm 8$  d) IEP, que son los últimos intervalos analizados. En ganado criollo Romosinuano también se encontró que los mayores intervalos entre partos fueron para las vacas entre el primer y segundo parto (470 días), con una disminución en los promedios siguientes a partir del tercer parto y se alcanzaron los valores más bajos en las vacas de cinco o más partos (Ossa *et al.*, 2007). El trabajo de McManus *et al.* (2002) en ganado cruzado también ha corroborado esta disminución de los valores de IEP a medida que aumenta el orden de parto, estos autores sugieren que una posible explicación para esta tendencia es la selección a que son sometidos los animales al elegir y conservar a los de mejor desempeño a nivel reproductivo.

En el presente estudio el efecto de la edad sobre el intervalo entre partos fue significativo ( $p < 0.01$ ). Estudios realizados en ganado Nelore donde clasifican la edad de los animales en distintas clases (Azevêdo *et al.*, 2006), mostraron que las vacas con menos de 1081 días de edad (clase 1) presentan un promedio de IEP mayor que las de clase 2 (1.081-1.426 días) y clase 3 (1.427-1.785 días), y se observó un aumento de la media para IEP en vacas con edades desde 1.780 hasta 2.145 días (clase 4) y con valores cercanos en edades posteriores. Asimismo, Werth *et al.* (1996), encontraron que las vacas de 4 años de edad presentaban el parto más temprano que las vacas de 3 años, y así el IEP era más corto para las vacas entre los 3 y 4 años comparado con el de las vacas entre los 2 y 3 años de edad, lo que indicaría que la edad de la vaca al parto influye en la variación de este parámetro.

No obstante, el hecho de encontrar los mayores valores para el primer IEP comparado con los demás intervalos, podría deberse a que las vacas que logran concebir antes o durante los dos años de edad se encuentran aún en etapa de crecimiento, a la vez que estarían gestando un feto que demanda y compite por nutrientes. Esto genera un estrés nutricional en la vaca, ya que estos requerimientos del nuevo individuo empiezan a causar una depleción en las reservas de energía de la madre, lo que finalmente termina afectando el tiempo en que la vaca vuelve a tener una nueva concepción (Werth *et al.*, 1996; Short *et al.*, 1990).

En este trabajo se encontró el efecto significativo de año para el carácter IEP ( $p < 0.01$ ). Estos resultados están de acuerdo con algunos estudios realizados en razas puras de ganado *Bos indicus* y en hatos de animales cruzados con razas *Bos taurus* (Cavalcante *et al.*, 2000; McManus *et al.*, 2002; Silveira *et al.*, 2004; Perotto *et al.*, 2006).

Según Werth *et al.* (1996), las diferencias encontradas en los valores de época de parto e intervalo entre partos a través de los años en su estudio, pueden resultar de cambios en las condiciones medioambientales, así como también podrían ser debidos a diferencias y fluctuaciones en el índice de condición corporal de las vacas. Silveira *et al.* (2004) y Cavalcante *et al.* (2000) sugirieron que la variación del IEP entre años puede deberse a efectos climáticos, como las fluctuaciones en la calidad y disponibilidad de forrajes en función de las precipitaciones pluviométricas, por factores de manejo entre los que se incluye el tiempo de amamantamiento de los terneros y algunos componentes reproductivos, ya que mal controlados pueden ejercer un efecto negativo sobre el eje hipotálamo-hipofisiario-gonadal de las vacas.

En el presente estudio se observó una mayor variabilidad de este parámetro durante el período comprendido entre los años 1981 a 1992, y tiende a estabilizarse en años posteriores alrededor de los 500 días. Este comportamiento en las tendencias se debe posiblemente al menor número de observaciones efectivas con las que se estima

el promedio de IEP durante los 14 primeros años analizados en el estudio, comparado con el volumen de observaciones que le aportaban los registros a la media general de IEP desde 1995 hasta el año 2010.

Los resultados indicaron un incremento en el IEP del ganado BON a través de los años, mostrando una tendencia significativa ( $p < 0.01$ ). Estudios realizados en vacas lecheras de Estados Unidos desde 1980 a 2006 (Hare *et al.*, 2006) han demostrado un incremento de 0.90 a 1.07 días/año en el IEP de la mayoría de razas (Ayrshire, Pardo Suizo, Guernsey, Holstein) excepto en la Jersey que presenta un incremento menor de 0.49 días/año. Vries y Risco (2005) mostraron un incremento del IEP promedio en vacas Holstein de  $1.1 \pm 0.1$  días por año, pasando de tener un valor de  $399 \pm 2$  días en 1976 a  $429 \pm 2$  días en el año 2000. Estas tendencias pueden ser explicadas por la selección basada en caracteres productivos a que han sido sometidas estas poblaciones de ganado a lo largo de los años, pudiendo encontrar de esta manera una alta correlación genética (0.67) entre el IEP y la producción láctea en algunos estudios (Pryce *et al.*, 2002).

Otros trabajos como el de Ojango y Pollott (2001) mostraron una estimación negativa en la correlación genética entre el IEP y la producción de leche en vacas Holstein mantenidas bajo condiciones del trópico, sugiriendo esto que los mismos genes que afectan favorablemente la producción láctea, probablemente también contribuirían a la disminución del IEP. No obstante, en este mismo estudio, la correlación fenotípica – que presenta un valor positivo –, indicaría que los animales que producen más leche son los que tienen los más altos IEP. Los autores explican que la relación antagonista entre producción y fertilidad puede ser debida al medioambiente más que a factores genéticos.

La heredabilidad para la EPP fue baja ( $0.15 \pm 0.026$ ), similar a lo reportado por Vergara *et al.* (2009) quienes encontraron un valor de  $h^2$  de  $0.15 \pm 0.13$  en animales Angus, BON y Cebú, puros y cruzados. Algunos autores han encontrado valores de  $h^2$  más altos para esta característica, como los obtenidos por Gutiérrez *et al.* (2002) y Van der

Westhuizen *et al.* (2001) de 0.24 y 0.40, en razas de ganado africanas y europeas, respectivamente. Sin embargo, Martínez-Velázquez *et al.* (2003), encontraron una heredabilidad directa para EPP de 0.08 en varias razas taurinas para carne.

Heredabilidades muy bajas fueron encontradas en bovinos de las razas Boran de 0.04 (Wasike *et al.*, 2009), Canchim de 0.04 (Buzanskas *et al.*, 2010) y Nelore de  $0.02 \pm 0.02$  a  $0.04 \pm 0.02$  (Grossi *et al.*, 2009) y de 0.06 a 0.08 (Forni y Albuquerque, 2005). Forni y Albuquerque (2005) explican que la baja heredabilidad de este parámetro en su estudio se pudo deber a que algunas hembras evaluadas habían sido expuestas al período de monta solo desde los 24 meses de edad, de esta manera, las hembras que entraban en calor antes de los dos años no tenían la oportunidad de demostrar su potencial genético para precocidad sexual. Por otra parte, el IEP funciona mejor como predictor del desempeño reproductivo cuando no existe una estación de apareamiento fija y las vacas paren durante todo el año (Rust y Groeneveld, 2001). La mayor parte de los animales BON incluidos en el presente estudio fueron manejados con monta continua, sin embargo algunas ganaderías, entre ellas el Banco de Germoplasma, son mantenidas bajo condiciones de monta restringida, siendo posiblemente este un factor que afecta la estimación de este parámetro en la raza.

Valores de heredabilidad más altos fueron encontrados por Azevêdo *et al.* (2006) en ganado Nelore localizado en algunos estados del norte y noreste de Brasil. Estos autores estiman una  $h^2$  para EPP de  $0.21 \pm 0.05$  y sugieren que este valor, de magnitud moderada, indica la existencia de variabilidad genética aditiva suficiente para permitir un progreso genético a partir de la selección de animales más precoces.

La heredabilidad para IEP también fue baja ( $0.13 \pm 0.031$ ), similar a lo obtenido por Vergara *et al.* (2008), quienes reportaron un valor de  $h^2$  de  $0.15 \pm 0.07$  en una población multirracial que incluyó individuos puros de la raza BON y cruces de BON x Cebú y BON x Angus x Cebú. Otro estudio hecho con animales puros y cruzados de estas mismas razas mostraron valores de heredabilidad de  $0.11 \pm 0.06$  para el primer IEP y de  $0.18 \pm 0.11$  para el

segundo IEP (Vergara *et al.*, 2009). Valores más bajos de heredabilidad para IEP fueron encontrados por Van der Westhuizen *et al.* (2001), Gutiérrez *et al.* (2002) y Yagüe *et al.* (2009) con valores de 0.01, 0.125 y 0.085, respectivamente. Estudios realizados en ganado de raza Boran encontraron predominancia del efecto ambiental, puesto que el componente aditivo directo tuvo valores de cero tanto para el primer IEP, así como para el tercer y cuarto intervalo (Wasike *et al.*, 2009).

Para explicar estos bajos índices de heredabilidad se debe tener en cuenta que la  $h^2$  de los parámetros reproductivos presenta valores más bajos en poblaciones de ganado ubicadas en el trópico, debido a que existe un menor control sobre los efectos medioambientales, dadas las condiciones de manejo en los sistemas de producción de esta región (Falconer y Mackay, 1996).

La correlación genética entre IEP y EPP fue de -0.43, lo que indica que una selección para EPP más tempranas en vacas BON implicaría obtener IEP más largos. Correlaciones genéticas negativas también fueron encontradas en la raza Boran y en búfalos Murrah, con valores de -0.06 y de -0.22, respectivamente (Tonhati *et al.*, 2000; Haile-Mariam y Kassa-Mersha, 1994). Gutiérrez *et al.* (2002) sugieren que encontrar una correlación negativa entre estos dos parámetros podría deberse a que las novillas menos desarrolladas en su primer parto tienen más problemas para empezar a ciclar en el subsiguiente período de monta. En el caso de hatos que no se manejan con sistema de monta restringida, como ocurre en la mayor parte de ganaderías BON, habría un mayor tiempo de espera para que la vaca pueda quedar preñada. Por otro lado, algunos autores como Lôbo (1998) encontraron una alta correlación fenotípica (0.43) entre IEP y EPP, pero con una baja correlación genética (0.10).

Buzanskas *et al.* (2010) sugieren que, aunque los rasgos reproductivos muestren bajas heredabilidades, estos deben ser incluidos como criterios de selección y así mejorar las tasas de concepción, ya que la reproducción es un componente económicamente importante en los sistemas de ganadería de carne.

En conclusión, los valores obtenidos para estos rasgos reproductivos en el presente estudio, indican que la selección directa para edad al primer parto e intervalo entre partos puede tener un efecto relativamente bajo, debido al amplio efecto ambiental sobre la variación de estas características, por lo que al mejorar las prácticas de manejo, que permitan mejorar la tasa de crecimiento, conjuntamente con selección pueden ser la vía más rápida para reducir la edad al primer parto y el intervalo entre partos en el ganado BON.

### Agradecimientos

El presente trabajo fue realizado dentro del proyecto 2007H7488-878 financiado por el Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural y la Federación Nacional de Ganaderos FEDEGAN, en convenio con Asocriollo, productores de ganado criollo de raza BON y con la colaboración de la Universidad de Antioquia y la Universidad Nacional de Colombia, sede Medellín. Un especial agradecimiento a los productores de las diferentes ganaderías que facilitaron la información base para la realización del estudio.

### Referencias

- Azevêdo DM, Martins Filho R, Lôbo RN, Malhado CM, Lôbo RB, Moura AA, Pimenta Filho EC. Desempenho reproductivo de vacas Nelore no Norte e Nordeste do Brasil. *R Bras Zootec* 2006; 35:988-996.
- Boldman KG, Kriese LA, Van Vleck LD. A manual for use of MTDFREML, a set of programs to obtain estimates of variances and covariances (DRAFT). Beltsville: Department of Agriculture; Agr Res 1995:125.
- Buzanskas ME, Grossi DA, Baldi F, Barrozo D, Silva LOC, Torres Júnior RAA, Munari DP, Alencar MM. Genetic associations between stayability and reproductive and growth traits in Canchim beef cattle. *Livest Prod Sci* 2010; 132:107-112.
- Casas E, Tewolde A. Evaluación de características relacionadas con la eficiencia reproductiva de genotipos criollos de carne en el trópico húmedo. *Arch Latinoam Prod Anim* 2001; 9:68-73.
- Cavalcante FA, Martins Filho R, Campello CC, Lôbo RNB, Martins GA. Intervalo de partos em rebanho Nelore na Amazônia Oriental. *Rev Bras Zootec*, 2000; 29:1327-1331.
- Falconer DS, Mackay TF. Introducción a la genética cuantitativa. Zaragoza, España: Editorial Acribia, 1996.

- FEDEGAN. Plan Estratégico de la Ganadería Colombiana 2019. Federación Colombiana de Ganaderos. Bogotá D.C., noviembre de 2006.
- Forni S, Albuquerque LG. Estimates of genetic correlations between days to calving and reproductive and weight traits in Nelore cattle. *J Anim Sci* 2005; 83:1511-1515.
- Grossi DA, Venturini GC, Paz CC, Bezerra LA, Lôbo RB, Oliveira JA, Munari DP. Genetic associations between age at first calving and heifer body weight and scrotal circumference in Nelore cattle. *J Anim Breed Genet* 2009; 126:387-93.
- Gutiérrez ID. Ganado criollo blanco orejinegro. En: Razas criollas y colombianas puras. Colombia. MADR-Asociollo. 2003. p.58-73.
- Gutiérrez JP, Álvarez I, Fernández I, Royo LJ, Diez J, Goyache F. Genetic relationships between calving date, calving interval, age at first calving and type traits in beef cattle. *Livest Prod Sci* 2002; 7:215-222.
- Haile-Mariam H, Kassa-Mersha H. Genetic and environmental effects on age at first calving and calving interval of naturally bred Boran (zebu) cows in Ethiopia. *Anim Prod* 1994; 58:329-334.
- Hare E, Norman HD, Wright JR. Trends in Calving Ages and Calving Intervals for Dairy Cattle Breeds in the United States. *J Dairy Sci* 2006; 89:365-370.
- Inchaisri C, Jorritsma R, Vos PLAM, Van Der WGC, Hogeveen H. Economic consequences of reproductive performance in dairy cattle. *Theriogenology* 2010; 74:835-846.
- Lôbo RN. Genetic parameters for reproductive traits of zebu cows in the semi-arid region of Brazil. *Livest Prod Sci* 1998; 55:245-248.
- Martínez-Velázquez G, Gregory KE, Bennett GL, Van Vleck LD. Genetic relationship between scrotal circumference and female reproductive traits. *J Anim Sci* 2003; 81:395-401.
- Martínez G, González F. El ganado criollo Sanmartinero (SM) y su potencial productivo. *AGRI* 2000; 28:7-17.
- McManus CM, Saueressig MG, Falcão R. Componentes reprodutivos e produtivos no rebanho mestiço de corte da Embrapa Cerrados. *Rev Bras Zootec* 2002; 31:648-657.
- Ojango JM, Pollott GE. Genetics of milk yield and fertility traits in Holstein-Friesian cattle on large-scale Kenyan farms. *J Anim Sci* 2001, 79:1742-1750.
- Ossa GA, Suárez MA, Pérez JE. Factores ambientales y genéticos que influyen la edad al primer parto y el intervalo entre partos en hembras de la raza criolla Romosinuano. *Revista Corpoica Ciencia y Tecnología Agropecuaria* 2007; 8:74-80.
- Perotto D, Abrahão JJS, Kroetz IA. Intervalo de partos de fêmeas bovinas Nelore, Guzerá x Nelore, Red Angus x Nelore, Marchigiana x Nelore e Simental x Nelore. *Rev Bras Zootec* 2006; 35:733-741.
- Pryce JE, Coffey MP, Brotherstone SH, Woolliams JA.. Genetic Relationships Between Calving Interval and Body Condition Score Conditional on Milk Yield. *J. Dairy Sci* 2002; 85:1590-1595.
- Rust T, Groeneveld E. Variance component estimation on female fertility traits in beef cattle. *S Afr J Anim Sci* 2001; 31:131-141.
- SAS Institute Inc. SAS/STAT® 9.0 User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc 2008.
- Short RE, Bellows RA, Staigmiller RB, Berardinelli JG, Custer EE. Physiological mechanisms controlling anestrus and infertility in postpartum beef cattle. *J Anim Sci* 1990; 68:799-816.
- Silveira JC, Mcmanus C, Mascioli AS, Silva LOC, Silveira AC, Garcia JAS, Louvandini H. Fatores ambientais e parâmetros genéticos para características produtivas e reprodutivas em um rebanho Nelore no Estado do Mato Grosso do Sul. *R Bras Zootec* 2004; 33:1432-1444.
- Tapia N, Muñoz P, Molina A. Factores que afectan la edad al primer parto en el ganado vacuno de raza retinta. *Arch zootec* 1995; 44:215-223.
- Tonhati H, Vascellos FB, Albuquerque LG. Genetic aspects of productive and reproductive traits in a Murrah buffalo herd in São Paulo, Brazil. *J Anim Breed Genet* 2000; 117:331-339.
- Van Der Westhuizen RR, Schoeman SJ, Jordaan GF, Van WJB. Genetic parameters for reproductive traits in a beef cattle herd estimated using multitrait analysis. *S Afr J Anim Sci* 2001; 31:41-48.
- Vergara O, Cerón M, Hurtado N, Arboleda E, Granada J, Rúa C. Estimación de la heredabilidad del intervalo de partos en bovinos cruzados. *Rev.MVZ Córdoba* 2008; 13:1192-1196.
- Vergara OD, Elzo MA, Cerón-Muñoz MF. Genetic parameters and genetic trends for age at first calving and calving interval in an Angus-Blanco Orejinegro-Zebu multibreed cattle population in Colombia. *Livest Prod Sci* 2009; 126:318-322.
- Vieira DH. Efeitos Não Genéticos sobre as Características Reprodutivas de Fêmeas da Raça Nelore. Universidade Federal Rural Do Rio De Janeiro 2008.
- Vries A, Risco CA. Trends and Seasonality of Reproductive Performance in Florida and Georgia Dairy Herds from 1976 to 2002. *J Dairy Sci* 2005; 88:3155-3165.
- Wasike CB, Indetie D, Ojango JM, Kahi AK. Direct and maternal (co)variance components and genetic parameters for growth and reproductive traits in the Boran cattle in Kenya. *Trop Anim Health Prod* 2009; 41:741-8.
- Werth LA, Azzam SM, Kinder JE. Calving intervals in beef cows at 2, 3, and 4 years of age when breeding is not restricted after calving. *J Anim Sci* 1996; 74:593-596.
- Yagüe G, Goyache F, Becerra J, Moreno C, Sánchez L, Altarriba J. Bayesian estimates of genetic parameters for pre-conception traits, gestation length and calving interval in beef cattle. *Anim Repr Sci* 2009; 114:72-80.