

Estimación de parámetros genéticos para producción de leche en búfalas (*Bubalus bubalis*) de segundo y tercer parto mediante modelos de regresión aleatoria

S Pineda Sierra, D A Agudelo Gómez y M F Cerón-Muñoz

Grupo de Investigación en Genética, Mejoramiento y Modelación Animal-GAMMA, Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad de Antioquia;

Calle 70 N° 52-21, Medellín, Colombia.

[*grupogamma@udea.edu.co*](mailto:grupogamma@udea.edu.co)

Resumen

Se estimaron los parámetros genéticos y las funciones de covarianzas para la producción de leche en el día de control (PDCL) en búfalas de Colombia, mediante análisis de regresión aleatoria con polinomios ortogonales de Legendre (LP). Se utilizaron registros de 16,738 y 14,275 PDCL de 2,284 y 1,987 animales de segunda (L2) y tercera (L3) lactancia, respectivamente. La media de la curva lactancia fija de la población y los efectos aleatorios ambiente genético y permanente aditivo se estimaron por MRA utilizando LP de tercer a sexto orden y varianzas residuales de estructuras homogéneas y heterogéneas.

El mejor modelo se obtuvo por tercera, quinta y cuarta orden de LP para estimar la curva fija de la población, el efecto genético y de ambiente permanente, respectivamente, y cuarto varianzas residuales heterogéneas para las lactancias L2 y L3. Las heredabilidades estimadas variaron entre 0.05 y 0.24. Las estimaciones de las correlaciones genéticas fueron más altas entre los días adyacentes. Se concluye que la aplicación de los modelos de regresión aleatoria en L2 y L3 lactancia describen correctamente los parámetros genéticos para la producción de leche en los búfalos.

Palabras claves: heredabilidad, correlación genética, polinomios de Legendre

Estimation of genetic parameters for milk yield of second and third lactation in buffaloes (*Bubalus bubalis*) by random regression models

Abstract

Genetic parameters and covariance functions for test day (TD) of milk yield in buffaloes in Colombia by random regression models (MRA) with orthogonal Legendre polynomials (LP) were estimated. Records of 16738 and 14275 TD of 2284 and 1987 animals of second (L2) and third (L3) lactation were used, respectively. The average lactation curve of the population fixed effect and additive

genetic and permanent environment random effect were estimated by MRA using third to sixth LP order and the residuals variances were modeled using homogeneous and heterogeneous structures.

The best model was obtained with a third, fifth and fourth LP order for fixed curve of the population, genetic and permanent environment effects, respectively and fourth heterogeneous residual variances for L2 and L3 lactation. The estimated heritabilities varied between 0.05 and 0.24. The estimates of genetic correlations were highest between adjacent days. It is concluded that the application of MRA in L2 and L3 lactation described properly genetic parameters for milk yield in buffaloes.

Keywords: genetic correlation, heritability, Legendre polynomials

Introducción

Para la evaluación genética de animales se requiere entre otros aspectos la estructura y distribución de los datos, el modelo y método que se utilice (Fernández et al 2011). Los modelos de regresión aleatoria (MRA) permiten obtener los valores de cría para la producción de leche en cualquier día de la lactancia de forma continua o para funciones de curva de lactancia, en lugar de los modelos de dimensión finita que sólo dan predicciones puntuales de los valores genéticos (Sesana et al 2010). También proporcionan estimaciones de los valores de cría con precisiones superiores a los modelos convencionales de dimensión finita porque todos los registros disponibles de la lactancia pueden ser utilizados (Schaeffer et al 2000).

La mayoría de trabajos con regresión aleatoria en búfalos y en vacunos de lechería especializada se han realizado con la información de la primera lactancia. Según varios investigadores como Albuquerque et al (1999) y Hernández et al (2011) debido a que el desempeño del animal durante varias lactancias está influenciado por más o menos los mismos genes, la producción obtenida en la primera lactancia podía ser un criterio de selección eficiente y no sería necesario tener en cuenta las siguientes lactancias.

Márquez et al (2003) reportaron las ventajas de incluir solamente los registros la primera lactancia en la evaluación, como la existencia de un sesgo mínimo de la selección de las hijas, disminución del efecto de los factores de ajuste por edad y la reducción de los requerimientos computacionales; y como desventajas la reducción en el número de hijas contemporáneas, la pérdida de relaciones fenotípicas entre la primera lactancia y la producción en la vida productiva y las posibles diferencias de expresión genética entre lactancias.

Guo et al (2002) encontraron heredabilidades más altas cuando se incluyen dentro de los análisis las tres primeras lactancias. Además, Meyer (1984) planteó que cuando las lactancias posteriores eran incluidas en la estimación del valor genético se creaban más conexiones entre los individuos permitiendo incrementar la exactitud de las evaluaciones.

En Colombia se han realizado trabajos en búfalas de primer parto empleando modelos de regresión aleatoria. Hurtado-Lugo et al (2009) y Hurtado-Lugo et al (2012) estimaron parámetros genéticos y componentes de (co) varianza para la producción de leche en el día del control, reportando

heredabilidades entre 0.02 y 0.40, correlaciones genéticas entre -0.11 y 0.95, y correlaciones fenotípicas entre -0.02 y 1. En búfalos de raza Murrah brasileños, Sesana et al (2010) y Breda et al (2010) reportaron heredabilidades entre 0.18 y 0.50. En India, Geetha et al (2006) evaluaron la persistencia en la primera lactancia en Búfalos Murrah usando modelos de regresión aleatoria, encontrando heredabilidades con valores altos que van desde 0.33 hasta 0.58.

El objetivo de este trabajo fue estimar parámetros genéticos y componentes de (co) varianzas para producción de leche en búfalas de segundo y tercer parto mediante la utilización de MRA

Materiales y métodos

Se analizaron 16,738 controles lecheros de segundo parto (L2) de 2284 búfalas y 14,275 controles lecheros de tercer parto (L3) de 1,987 búfalas que parieron entre 1995 y 2014. Los datos fueron recopilados por la Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad de Antioquia, Colombia y la Asociación Colombiana de Criadores de Búfalos (ACB) y pertenecen a 14 bufaleras, ubicadas en la Costa norte, Magdalena medio y el nordeste de Antioquia, con clasificación agroecológica de bosque seco Tropical (bs-T), Bosque húmedo Tropical (bh-T) y bosque húmedo premontano Bajo (bh-PMB), respectivamente, temperatura promedio de 28°C, alturas entre los 50 y 1,080 msnm, con topografía entre plana y ondulada, los sistemas de producción son de doble propósito. La alimentación se realizó en pasturas naturales y mejoradas, en un menor grado leguminosas; en algunas fincas se suplementó con heno o ensilaje en las épocas críticas. En general se realizó un ordeño manual al día, con apoyo del bucerro.

Se consideraron las PDCL desde el día 5 hasta el día 270 basados en el sistema C4-1X (ICAR 2014), mediante controles realizados por los técnicos avalados por la Universidad de Antioquia y la Asociación Colombiana de Criadores de Búfalos, que colectaron la información productiva en periodos bimensuales.

En los análisis se incluyeron lactancias que tenían mínimo de tres PDCL y que tenga como mínimo un PDCL entre los días 5 y 70, entre 71 y después de los 200. La producción en el día de control se dividió en clases de 30 días de lactancia (clases de 1 a 9). Se crearon 118 y 112 grupos contemporáneos (GC) para L2 y L3, respectivamente. Los GC fueron definidos por finca, año y época de parto (enero a marzo, abril a junio, julio a septiembre y octubre a diciembre), con la restricción de que cada grupo presentó como mínimo 4 animales.

El modelo incluyó los efectos fijos de GC y la covariable días en leche (DEL), los efectos aleatorios fueron el genético aditivo directo, el ambiente permanente y el residual. El archivo genealógico presentó un total de 48,621 animales en la matriz de parentesco.

Para la estimación de los coeficientes de la curva fija de la población y los aleatorios se probaron MRA con polinomios ortogonales de Legendre de segundo al quinto orden y se consideraron varianzas residuales homogéneas y heterogéneas.

Las clases de las varianzas residuales fueron conformadas por días en lactancia. En L2 se probaron cuatro clases (5 a 100, 101 a 140, 141 a 200, 201 a 270 días) y cinco clases (5 a 60, 61 a 100, 101 a

160, 161 a 200 y 201 a 270 días). En L3 se probaron cuatro clases (5 a 80, 81 a 140, 141 a 200 y 201 a 270 días) y cinco clases (5 a 80, 81 a 120, 121 a 140, 141 a 200 y 201 a 270 días).

El modelo de regresión aleatoria en forma matricial fue:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{W}\mathbf{ap} + \mathbf{e}$$

Donde \mathbf{y} es el vector de observaciones, medida en animales con registros para producción de leche, $\boldsymbol{\beta}$ es el vector de efectos fijos de grupo contemporáneo (finca, año y época de partos) y de los coeficientes de regresión de la curva fija de la población, \mathbf{a} es el vector de soluciones de los coeficientes aleatorios genético aditivos, \mathbf{ap} es el vector de soluciones de los coeficientes aleatorios del ambiente permanente, \mathbf{X} , \mathbf{Z} y \mathbf{W} corresponden a las matrices de incidencia de los efectos fijos, genético aditivos y de ambiente permanente, respectivamente y \mathbf{e} es vector de residuos independientemente distribuido, modelado con homogeneidad de varianzas o modelado en clases de varianzas heterogéneas.

El modelo es basado en los siguientes supuestos para la esperanza (E) y la varianza (V):

$$E \begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{a} \\ \mathbf{ap} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}; \quad V \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{ap} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{K}_a \otimes \mathbf{A} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{K}_{ap} \otimes \mathbf{I}_{Nd} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{R} \end{bmatrix}$$

Donde \mathbf{K}_a y \mathbf{K}_{ap} corresponde a las matrices de (co) varianza entre los coeficientes de regresión aleatorios para efectos genético aditivo, ambiente permanente y animal, respectivamente, \mathbf{A} es la matriz de relaciones de la genética aditiva entre cada individuo, \mathbf{I}_{Nd} es la matriz de identidad de dimensión Nd , \otimes es el producto kronecker entre matrices y \mathbf{R} es una matriz diagonal por bloques que contiene las varianzas residuales.

Los DEL t_i y t_j fueron estandarizados en el intervalo de -1 a 1. Las covarianzas genética (G) y de ambiente permanente (C) entre días en leche fueron estimados por:

$$G = [1, t_i, t_i^2] K_a \begin{bmatrix} 1 \\ t_j \\ t_j^2 \end{bmatrix} \quad C = [1, t_i, t_i^2] K_c \begin{bmatrix} 1 \\ t_j \\ t_j^2 \end{bmatrix}$$

Los componentes de (co) varianza y parámetros genéticos para los efectos genético aditivo, de ambiente permanente y de residuo, fueron analizados con estructura de varianzas homogéneas y heterogéneas, estimados mediante el método de máxima verosimilitud restringida utilizando el programa estadístico Wombat (Meyer 2006).

Los diferentes modelos se compararon mediante el criterio de información bayesiano (BIC), que permite la comparación de modelos no anidados y que castigan los modelos con mayor número de parámetros (Schwarz 1978). El criterio de información se puede describir como:

$$BIC = -2 \log L + p \log (N - r (X))$$

Donde, p es el número de parámetros del modelo, N es el número de observaciones, $\log L$ es el valor del logaritmo natural de la función de máxima verosimilitud y $r (X)$ es el rango de la matriz de incidencia de los efectos fijos en el modelo.

Resultados y discusión

Las PDCL fueron de $3.99 \hat{A} \pm 1.37$ y $4.05 \hat{A} \pm 1.44$, con coeficiente de variación del 34.3 y 35.6 para L2 y L3, respectivamente. Esta variación puede deberse entre otros aspectos, a que los sistemas de producción son de doble propósito, a las diferentes condiciones ambientales sobre las que se producen los búfalos, con animales que están en condiciones de pastoreo permanentemente con pastos de calidad media a baja, con escasa suplementación, además los suelos en muchos casos son inundables (Agudelo et al 2007).

Estos promedios de PDCL son similares a los reportados en Colombia por Hurtado-Lugo et al (2009) en búfalos de una a tres lactancias en un hato en la costa norte, superiores a los trabajos de Hurtado-Lugo et al (2012 y 2013) en las primeras lactancias en búfalos. Similares a los reportado en Cuba por García et al (2012) en búfalos mestizas (Buffalypso x Carabao) de uno a nueve partos y por Méndez y Fraga (2012) en búfalos buffalypso, y menores a lo reportado por; Saha et al (2014) en búfalos Mehsana en la India, Menéndez-Buxadera y Verde (2014) en búfalos de múltiples partos en Venezuela, y en Brasil; Borquis et al (2013) en búfalos de primera lactancia y Sesana et al (2014) y Breda et al (2010) en búfalos de varios partos.

El BIC, que es más riguroso debido a la parametrización, indicó que el modelo 354_het4 fue el que presentó mejor ajuste de la PDCL de L2 y L3, por lo tanto este modelo es el que mejor describe la variación biológica de esta característica. Los mejores modelos para el criterio de comparación para L2 y L3 se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1. Comparación de los modelos de diferentes órdenes de polinomios de Legendre para producción de leche obtenidas a lo largo de la lactancia en búfalos de segunda y tercera lactancia en Colombia

Modelos	Orden del polinomio			C	P	BIC	
	K _B	K _A	K _{AP}			Segunda lactancia	Tercera lactancia
1	3	3	4	Het4	20	17,511	16,426
2	3	3	4	Het5	21	17,525	16,445
3	3	5	4	Het4	29	17,475*	16,325*
4	3	5	4	Het5	30	17,477	16,326

Modelo con K_B, K_A, K_{AP} ordenes de polinomio de Legendre y clases de varianzas;

K_B = orden de ajuste para la curva fija; K_A = orden de ajuste para el efecto aditivo; K_{AP} = orden de ajuste para ambiente permanente;

C = clases de Varianzas del error; P = Número de parámetros;

BIC = Criterio de comparación Bayesiano; * = Mejores modelos para BIC

En la figura 1a (L2) y 1b (L3) se observan las varianzas para la PDCL estimadas con el modelo 354_het4. La varianza genética directa se encontró desde 0.08 a 0.41 y desde 0.08 a 0.51 kg² para la L2 y L3, respectivamente. En la L2 los valores más altos fueron al inicio de la lactancia, luego se presentó un descenso y un aumento leve, descendiendo hasta el día 190, aumentando hasta los 240

días y luego un descenso. En L3 los valores iniciaron con un ascenso, obteniendo los valores más altos alrededor del día 50, que corresponde también con los días sobre los cuales se presentó el pico de producción de leche en los búfalos, luego hubo un descenso hasta el día 100 con aumentos leves hasta el día 150, desde donde fue disminuyendo hasta finalizar la lactancia.

En la L2, Hurtado-Lugo et al (2012), reportaron resultados similares (modelo het 4,6_4) en primera lactancia y Sesana et al (2014) obtuvieron valores superiores que conservaron la misma tendencia a la encontrada para la varianza genética en esta lactancia. Para la L3, Hurtado-Lugo et al (2012) con los modelos (het 7,6_4 y het 7,7_4) encontraron valores y tendencias similares; Hurtado-Lugo et al (2013) encontró la misma tendencia pero con valores superiores con el modelo (het 4,4_4) en búfalas de primer parto, con similar estructura poblacional utilizada en este trabajo.

La mayor varianza genética en la L3 fue similar a lo reportado por Guo et al (2002) en vacas Jersey en Dinamarca. Según Hernández et al (2011) las tres primeras lactancias son las de mayor interés por ser las que se obtienen más tempranamente y por aportar mayor cantidad de datos. Sesana et al (2014) también encontraron que a medida que aumentaban las lactancias, aumentaba la varianza genética.

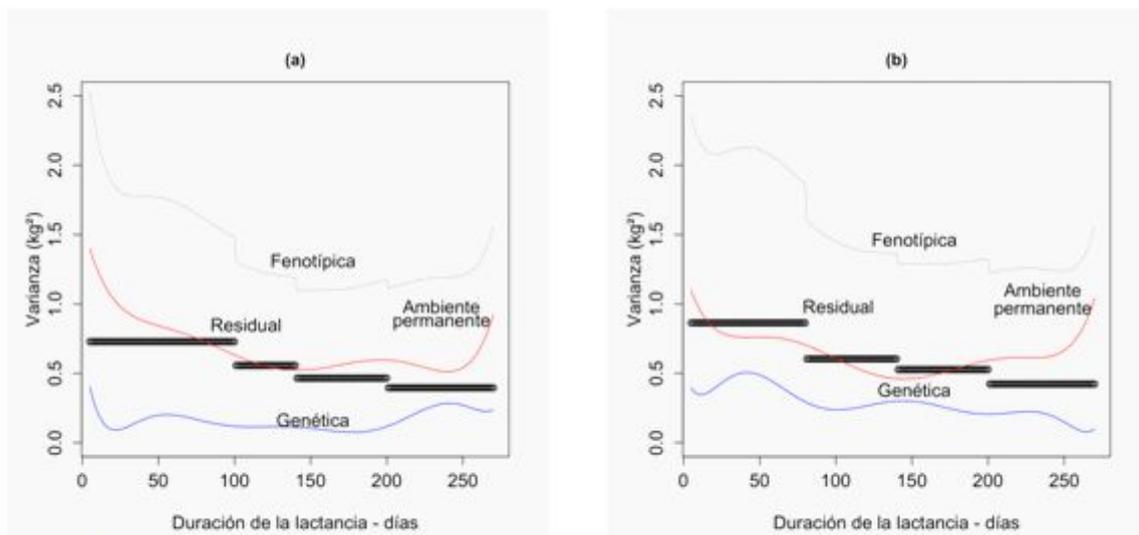


Figura 1. Varianzas genética aditiva, fenotípica, de ambiente permanente y residual, para producción de leche obtenida a lo largo de la lactancia en búfalas de segunda (a) y tercera lactancia (b) en Colombia

Las heredabilidades para L2 (figura 2a) y L3 (figura 2b) variaron de 0.05 a 0.24 y de 0.06 a 0.24, respectivamente. Para L2 los valores encontrados comenzaron con un descenso, alcanzando los valores más bajos de la lactancia en los primeros 20 días. Luego fue aumentando para mantenerse constante con mínimas variaciones hasta los 150 días, nuevamente desciende, volviendo a aumentar hasta llegar a los valores más altos alrededor de los 240 días, y finalizando con valores menores. Para L3 los valores más altos se presentaron al inicio de la lactancia, cerca del día 50, fueron decrecientes hasta el día 70, desde donde se fueron presentando leves aumentos hasta día 150 y el resto de la trayectoria presentó un descenso hasta finalizar la lactancia.

En Colombia Hurtado-Lugo et al (2015) encontraron estimaciones de 0.05 a 0.38 con los valores más altos al inicio de la lactancia en búfalas de primera lactancia, Hurtado-Lugo et al (2013) encontraron estimaciones de 0.00 a 0.14 con los valores más altos alrededor de los 90 días en búfalas de varias

lactancias. En otros trabajos con búfalas, para la primera lactancia; en India Geetha et al (2006) reportaron estimaciones entre medias y altas en toda la lactancia, con los mayores valores al inicio y los menores valores finalizando la lactancia, atribuyendo esta tendencia al hecho de que la producción de leche durante los primeros 5-10 días es crítico para la supervivencia de la cría tanto en términos de volumen y el contenido y, como tal, podría tener un gran componente genético. En búfalas de varios partos; en Brasil, Sesana et al (2007) y Sesana et al (2014) encontraron estimaciones de 0.10 a 0.28 y 0.19 a 0.34, respectivamente. En Venezuela Menéndez-Buxadera y Verde (2014) reportaron heredabilidades de 0.17 a 0.35.

Araújo et al (2007), trabajando con búfalas y vacas lecheras, reportaron heredabilidades mayores a medida que aumentaba el número de partos. Las heredabilidades del presente trabajo se pueden explicar por el hecho de que los registros productivos, las estrategias de alimentación y las gestiones no son suficientes para tener información completa de los animales principalmente en los extremos de la lactancia (Hurtado-Lugo et al 2015).

La proporción del ambiente permanente en L2 y L3 fue más alta que las estimaciones de heredabilidad a lo largo de toda la lactancia. En la L2 la mayor influencia del ambiente permanente se observó entre los primeros 10 días (0.76), en el resto de la lactancia los valores fueron muy cambiantes hasta el día 252 desde donde fue ascendiendo (0.59) hasta finalizar la lactancia. En la L3 también se presentaron valores muy cambiantes en toda la lactancia, con la mayor influencia del ambiente permanente hacia el final de la lactancia, con el máximo valor en el día 270 (0.67).

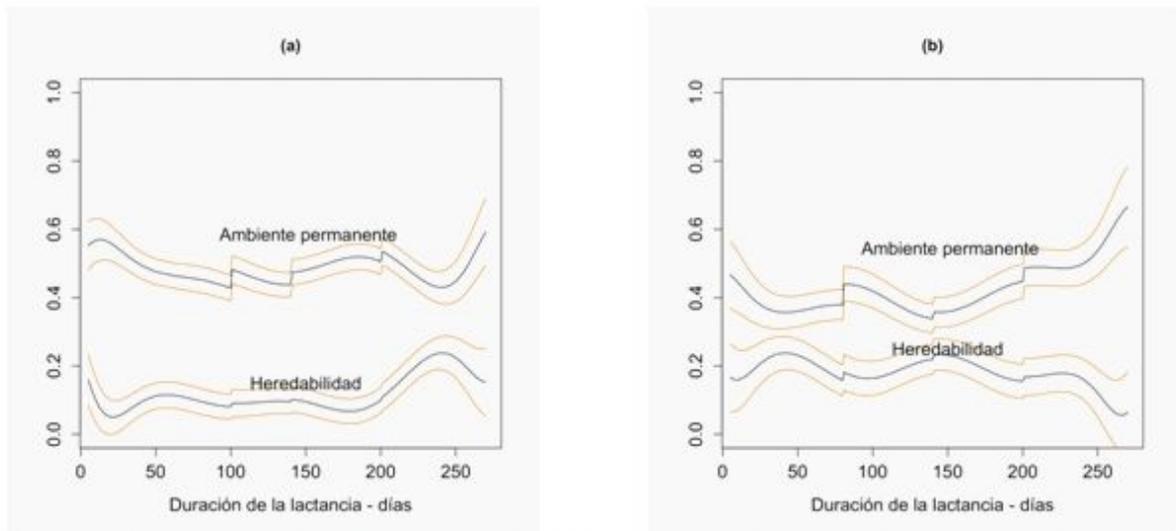


Figura 2. Estimaciones de heredabilidades y proporción de la varianza fenotípica debido al ambiente permanente para producción de leche a lo largo de la lactancia en búfalas de segunda (a) y tercera lactancia (b) en Colombia. Las líneas negras indican las estimaciones y las amarillas los errores estándar.

En las estimaciones de las correlaciones genéticas en la L2 (Figura 3a) y L3 (Figura 3b) se encontraron valores negativos entre los primeros y los últimos días de la lactancia, en el resto de la trayectoria los valores fueron positivos, encontrando los más altos entre los días adyacentes (en el inicio de la lactancia) y disminuyeron a medida que aumentaba la distancia entre los días; entre los días 50 y 230 y los días 125 y 170, se presentaron estimaciones cercanas a la unidad, para la L2 y L3, respectivamente.

Hurtado-Lugo et al (2015) reportaron correlaciones desde -0.56 a 0.96 en primera lactancia. Menéndez-Buxadera y Verde (2014) encontraron valores positivos en cada semana de lactancias en varios partos y sugiere que en cualquier proceso de selección en que se utilicen los resultados individuales de producción se obtendrán beneficios a lo largo de la lactancia.

Sin embargo, Sesana et al (2010) reportaron estimaciones de correlación genética negativos entre las producciones de la primera semana con los registros de mediados y finales de la lactancia. Geetha et al (2006) reportaron correlaciones genéticas más bajas en los extremos de la lactancia, explicando estos valores bajos y negativos por el estrés post parto que tienen las hembras durante las primeras semanas de la lactancia, mostrando déficit de energía durante la lactancia temprana.

Acorde con lo reportado por Múnera et al (2013) en vacunos Holstein, los resultados del presente trabajo indicaron que la selección para una mayor producción de leche no tendrá ningún efecto positivo en la producción en individuos que estén en el final de la lactancias. Además, Breda et al (2010) indicaron que los LP tienen dificultades para modelar los registros en el inicio y final de la lactancia.

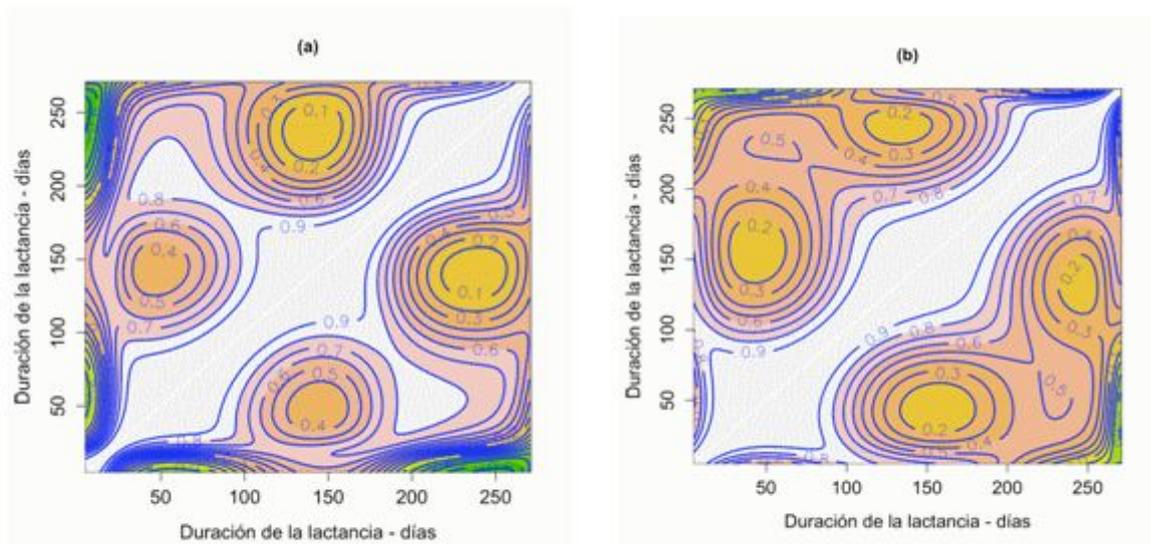


Figura 3. Correlaciones genéticas para días en lactancia obtenidas con un modelo de regresión aleatoria para producción de leche en búfalas de segunda (a) y tercera (b) lactancia en Colombia

Las correlaciones fenotípicas variaron de -0.1 a 0.6 y de 0.1 a 0.6 para L2 (Figuras 4a) y L3 (Figuras 4b) y fueron muy similares en los dos partos. Estas correlaciones fueron las que más fluctuaciones presentaron, con los mayores valores entre controles cercanos (0.5 y 0.6), y menores a medida que se incrementó el intervalo entre los días de control. Con respecto a las correlaciones de ambiente permanente tuvieron valores similares a los de las correlaciones genéticas, estando por encima de 0.9 entre los días 100 y 140 (L2); 125 y 170 (L3). Sesana et al (2010) encontraron correlaciones fenotípicas y de ambiente permanente con estimaciones menores a las correlaciones genéticas, aunque las mayores fluctuaciones en las estimaciones las reportaron en el ambiente permanente.

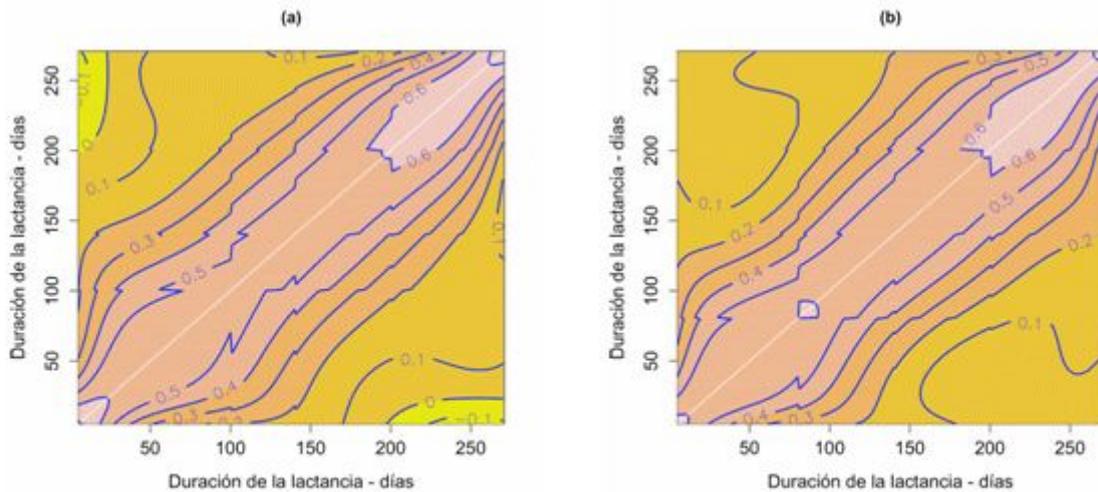


Figura 4. Correlaciones fenotípicas para días en lactancia obtenidas con un modelo de regresión aleatoria para producción de leche en búfalas de segunda (a) y tercera (b) lactancia en Colombia

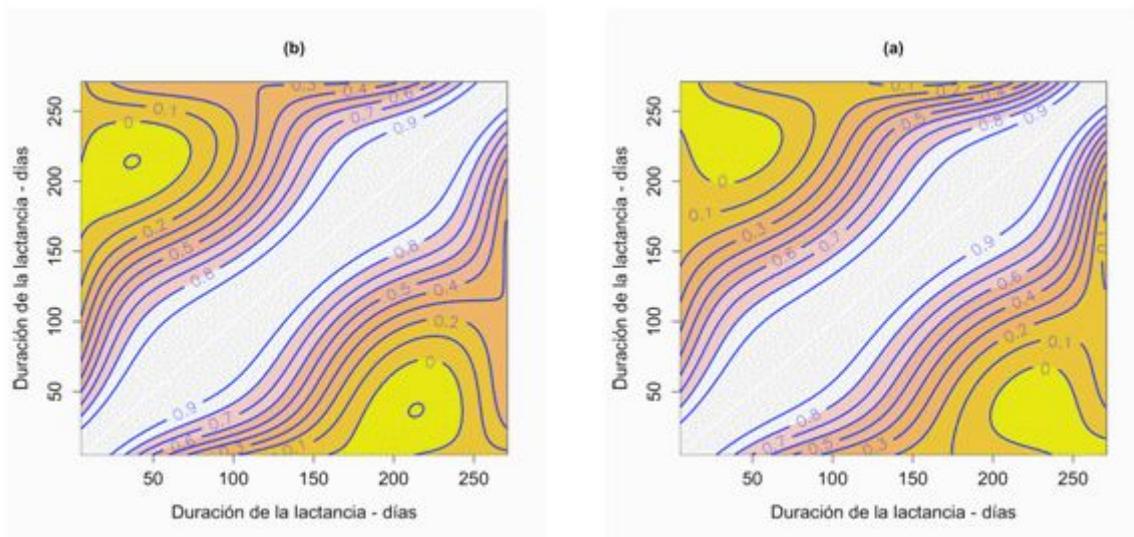


Figura 5. Correlaciones ambiente permanente para días en lactancia obtenidas con un modelo de regresión aleatoria para producción de leche en búfalas de segunda (a) y tercera (b) lactancia en Colombia.

Se presentaron dificultades para estimar las varianzas, heredabilidades y correlaciones al inicio de la lactancia, causadas posiblemente por la influencia del estrés postparto y deficiencias nutricionales que hacen que comience un balance energético negativo, adicionalmente la baja producción al inicio y al final de la lactancia se relaciona con la falta de estrategias de alimentación y manejo durante estos períodos (Hurtado-Lugo et al 2015).

Conclusión

La aplicación de MRA con polinomios ortogonales de Legendre describen de una manera adecuada los parámetros genéticos para producción de leche en búfalas de segundo y el tercer parto.

Agradecimientos

Los autores agradecen el apoyo para este estudio a Colciencias, mediante el programa de jóvenes Investigadores e Innovadores 2013. Comité para el desarrollo de la investigación-CODI, Sostenibilidad E01808 y Proyecto "Modelos de regresión aleatoria e índices de selección en ganado bufalino doble propósito en Colombia" 8714-2013-5025.

Referencias

- Agudelo D, Cerón-Muñoz M F y Hurtado-Lugo N 2007** El búfalo como animal productor de carne: producción y mejoramiento genético. Revista Lasallista de Investigación, 4 (2): 43-49. <http://www.lasallista.edu.co/fxcul/media/pdf/Revista/vol4n2/bufalos.pdf>
- Albuquerque M, Freitas R and Teodoro R 1999** Genetic and phenotypic parameters of productivity traits on the first three lactations in Gyr cattle herds. Genetics and Molecular Biology, 22 (2): 177-18. http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1415-47571999000200007&script=sci_arttext
- Araújo C, Ramos A, Araújo I, Chaves C and Schierholt A 2007** Buffalos milk yield analysis using random regression models. Italian Journal of Animal Science, 6 (2): 279-282. <http://www.aspajournal.it/index.php/ijas/article/view/ijas.2007.s2.279/94>
- Borquis R, de Araujo F, Baldi F, Hurtado-Lugo N, de Camargo G, Muñoz-Berrocal M and Tonhati H 2013** Multiple-trait random regression models for the estimation of genetic parameters for milk, fat, and protein yield in buffaloes. Journal of Dairy Science, 96 (9): 5923-5932. [http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302\(13\)00472-4/pdf](http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302(13)00472-4/pdf)
- Breda F, Albuquerque L, Euclides R, Bignardi A , Baldi F, Torres R, Barbosa L and Tonhati H 2010** Estimation of genetic parameters for milk yield in Murrah buffaloes by Bayesian inference. Journal of Dairy Science, 93 (2): 784-791. [http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302\(10\)71521-6/pdf](http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302(10)71521-6/pdf)
- Fernández L, Tonhati H, Albuquerque L, Aspilcueta-Borquis R y Menéndez B 2011** Modelos de regresiones aleatorias para la estimación de parámetros genéticos y estudios de curvas de lactancia del Holstein en Cuba. Revista Cubana de Ciencia Agrícola, 45 (1): 1-6. <http://www.redalyc.org/pdf/1930/193017615002.pdf>
- García Y, Fraga L, Guzmán G, Mora M, García D y Padrón E 2012** Evaluación del comportamiento lechero de búfalas mestizas (buffalypso x carabao), Revista Cubana de Ciencia Agrícola. 46 (4): 357-363. <http://www.redalyc.org/pdf/1930/193027579003.pdf>
- Geetha E, Chakravarty A and Vinaya K 2006** Genetic Persistency of First Lactation Milk Yield Estimated Using Random Regression Model for Indian Murrah Buffaloes. Journal of Animal Science, 19 (12):1696-1701. <http://www.ajas.info/upload/pdf/268.pdf>
- Guo Z, Lund M, Madsen P, Korsgaard I and Jensen J 2002** Genetic parameters estimation for milk yield over multiple parities and various lengths of lactation in Danish Jerseys by random regression models. Journal of Dairy Science, 85 (6): 1596-1606. [http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302\(02\)74230-6/pdf](http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302(02)74230-6/pdf)
- Hernández A, Ponce de León R, Guerra D y García S 2011** Estimación de parámetros genéticos para la producción de leche en lactancias de vacas mambí de cuba. Archivos de zootecnia, 60 (232): 851-858. <http://scielo.isciii.es/pdf/azoo/v60n232/art2.pdf>
- Hurtado-Lugo N, Cerón-Muñoz M, Tonhati H, Bignardi A, Restrepo L y Aspilcueta R 2009** Estimación de parámetros genéticos para la producción de leche en el día del control empleando un modelo de regresión aleatoria para primeras lactancias en búfalos de la costa norte de Colombia. Livestock Research for Rural Development. 21 (6) Article N° 89. <http://www.lrrd.org/lrrd21/6/hurt21089.htm>
- Hurtado-Lugo N, Montes V, Sousa J, Gómez J, Tapia V y Tonhati H 2012** Modelación de parámetros genéticos mediante regresión aleatoria en búfalos lecheros. Revista colombiana de Ciencia Animal, 4 (2):353-363. <http://www.recia.edu.co/documentos-recia/vol4num2/originales/A-07-ORIGINAL-04-02-2012-BUFALOS-GE NETICA.pdf>

- Hurtado-Lugo N, de Sousa C, Aspilcuelta-Borquis R, Gutiérrez S, Cerón-Muñoz M and Tonhati H 2013** Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in first calving buffaloes. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias*. 26 (3): 177-185. <http://rccp.udea.edu.co/index.php/ojs/article/view/857>
- Hurtado-Lugo N, Tonhati H, Aspilcuelta-Borquis R, Enríquez-Valencia C and Cerón-Muñoz M 2015** Random regression models for milk, fat and protein in Colombian Buffaloes. *Revista MVZ Córdoba*. 20 (1): 4415-4426. <http://revistas.unicordoba.edu.co/revistamvz/mvz-201/v20n1a04.pdf>
- ICAR 2014** International agreement on recording practices. Guidelines approved by the General assembly. Cork, Ireland. http://www.icar.org/Documents/Rules%20and%20regulations/Guidelines/Guidelines_2014.pdf
- Márquez A, Correa A, Cobos S 2003** Estimates of genetic parameters for milk yield of Holstein cows in two dairy herds in Baja California, Mexico. *Proceedings Western Section American Society of Animal Science*, 54: 1-3.
- Méndez M y Fraga L 2012** Producción de leche y porcentaje de grasa en el día de control de búfalas de río en la provincia granma. *Archivos de zootecnia*. 61 (233): 11-18. <http://scielo.isciii.es/pdf/azoo/v61n233/art2.pdf>
- Menéndez-Buxadera A y Verde O 2014** Componentes de (co)varianza de la producción de leche de un rebaño bufalino Venezolano estimados con modelos de lactancia completa o del día de control. *Zootecnia Tropical*. 32 (1): 63-75.
http://www.sian.inia.gob.ve/repositorio/revistas_ci/ZootecniaTropical/zt3201/pdf/zt3201_menendez.pdf
- Meyer K 1984** Estimates of genetic parameters for milk and fat yield for the first three lactations in British Friesian cows. *Animal Production Science*. 38 (3): 313-322.
<http://journals.cambridge.org/action/displayAbstract?fromPage=online&aid=7374104&fileId=S0003356100041519>
- Meyer K 2006** WOMBAT - Digging deep for quantitative genetic analyses by restricted maximum likelihood In: 8th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. <http://didgeridoo.une.edu.au/km/StuffToDownload/8WCGALP/wombat.pdf>
- Múnera O, Herrera C y Cerón Muñoz 2013** Componentes de (co) varianza y parámetros genéticos para producción y valor económico de la leche a través de modelos de regresión aleatoria en hembras Holstein de primera lactancia. *Livestock Research for Rural Development*. Volume 25, (12) Article #208.
<http://www.lrrd.org/lrrd25/12/bedo25208.htm>
- Saha S, Sudhakar A, Prajapati M, Nayee N and Trivedi K 2014** Efficiency of Random Regression model over conventional univariate animal model for estimation of breeding values for first lactation 305-day milk yields in Mehsana buffaloes. 10th world congress of genetics applied to livestock production. 425.
https://asas.org/docs/default-source/wcgalp-posters/425_paper_9270_manuscript_524_0.pdf?sfvrsn=2
- Schaeffer L, Jamrozik J, Kistemaker G and Doormaal V 2000** Experience with a test day model. *Journal of Dairy Science*. 83 (5):1135-1144. http://www.researchgate.net/publication/12495668_Experience_with_a_test-day_model
- Schwarz G 1978** Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6 (2): 461-464.
<http://projecteuclid.org/euclid.aos/1176344136>
- Sesana R, Bignardi A, El Faro L, Seno L, Borquis R, Albuquerque L and Tonhati H 2007** Random regressions models to describe the genetic variation of milk yield over multiple parities in Buffaloes. *Italian Journal of Animal Science*. 6 (2): 364-367.
http://www.researchgate.net/publication/41394295_Random_regressions_models_to_describe_the_genetic_variation_of_milk_yield_over_multiple_parities_in_Buffaloes
- Sesana R, Bignardi A, Borquis R, El Faro L, Baldi F, Albuquerque L and Tonhati H 2010** Random regression models to estimate genetic parameters for test-day milk yield in Brazilian Murrah buffaloes. *Journal of Animal Breeding and Genetics*. 127 (5): 369-376
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1439-0388.2010.00857.x/pdf>
- Sesana R, Baldi F, Borquis R, Bignardi A, Hurtado-Lugo N, El Faro L, Albuquerque L and Tonhati H 2014** Estimates of genetic parameters for total milk yield over multiple ages in Brazilian Murrah buffaloes using different models. *Genetics and Molecular Research*. 13 (2): 2784-2795.
<http://www.funpecrp.com.br/gmr/year2014/vol13-2/pdf/gmr3252.pdf>

Received 14 February 2015; Accepted 15 March 2015; Published 1 April 2015