

## Variación mensual de la producción de leche en mestizos Holstein, Pardo Suizo y Jersey de la zona alta de Mérida, Venezuela

### Monthly variation in milk production from crossbred Holstein, Brown Swiss and Jersey in the hill zone of Merida, Venezuela

Alberto Menéndez-Buxadera<sup>1\*</sup>, Omar Verde<sup>2</sup> y Abelardo Rodríguez-Voigt<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidad Técnica de Manabí. Facultad de Zootecnia Portoviejo, Ecuador. <sup>2</sup>Universidad Central de Venezuela, Facultad de Ciencias Veterinarias, Maracay, Venezuela. <sup>3</sup>Empresa Genética Tropical, Caracas, Venezuela. \*Correo electrónico: ambuxadera@yahoo.com

#### RESUMEN

A fin de estimar con mayor precisión las variaciones de la producción de leche durante la lactancia, se evaluaron 112 241 producciones mensuales expresadas en kg/día (TD) provenientes de 5 712 vacas del estado Mérida, Venezuela, con números de partos 1 – 6 aproximadamente y grupos genéticos predominantes como Holstein (H), Jersey (J) y Pardo Suizo (PS). Se consideraron también efectos de grupo contemporáneo (GC) como combinación de finca, año y mes de parto; Número de Parto (NP), Semana de Lactancia (DIM, 1 a 49), Grupo Genético (GA) e interacción DIM x GA sobre TD, mediante modelos lineales de efecto fijo, Repetibilidad (R) y Regresión Aleatoria (RA), para evaluar TD, estimar componentes de covarianza y utilizarlos en programas de selección. Los niveles de producción fueron 4 506, 3 482 y 4 098 kg por lactancia para H, J y PS respectivamente, con incrementos en los promedios lácteos a lo largo de los años y con una superioridad de 1,2 kg x día para las pariciones entre Junio y Agosto con máxima producción a la 6 o 7 semana. Los estimados globales de R fueron  $0,312 \pm 0,01$  y  $0,245 \pm 0,01$  para H y J respectivamente, con fluctuaciones durante la lactancia, señalan la presencia de interacción dentro de animales entre las diferentes semanas, lo que implicaría que mejores animales en una etapa temprana de producción no son los mejores al final. El análisis de componente principal de la matriz de RA señala que es posible identificar animales con diferentes curvas de lactancia.

**Palabras clave:** producción animal, lactancia, registro de leche, covarianza.

#### ABSTRACT

In order to a more accurately evaluation in variations of milk production, during lactation, 112 241 monthly milk productions, expressed in kilograms per day (TD) were analyzed. These records belong to 5 712 cows, with parities between 1 - 6, or more, and genetic groups predominantly Holstein (H), Jersey (J) or Brown swiss (PS), located in the state of Merida, Venezuela. The effects of contemporary group (CG) like combination of farm, year and month of parturition, Parity (NP), Lactation Week (DIM, 1-49), Genetic group (GA) and the interaction between DIM with GA on TD were evaluated by linear fixed effect model, repeatability (R) and random regression models, in order to evaluate TD variation and estimate covariance for its use in breeding programs. The results indicate production levels by lactation of 4 506, 3 482 and 4 098 kg for H, J and PS respectively, an increase in milk production over the years, superiority of 1.2 kg/day for calving between June and August and a peak of maximum output at 6 or 7 week. The overall R estimates were  $0.312 \pm 0.01$  and  $0.245 \pm 0.01$  for H and J respectively. However, the analyses showed fluctuations for this parameter throughout lactation, indicating the presence of interaction within animals between different weeks, implying the possibility that the best animals at an early stage of production are not the best at the end of it. The results of principal component analysis of random regression matrix indicate that it is possible to identify animals with different lactation curves.

**Key words:** animal production, lactation, milk recording, covariance.

Recibido: 12/01/16 Aprobado: 24/10/17

## INTRODUCCIÓN

Los sistemas de producción conocidos como doble propósito (leche y carne) se han empleado en Venezuela durante mucho tiempo, utilizando bovinos producto de cruces entre Criollo, Zebú, Holstein, Pardo Suizo, Jersey, Jamaica Hope entre otros; con resultados satisfactorios (Ortega *et al.*, 2007; Urdaneta, 2009). Es así como, desde hace algunos años se ha trabajado con un genotipo racial denominado Carora, muy adaptado a las condiciones agroecológicas de Venezuela. Estos animales se consideran del tipo *Bos taurus* y consisten en una combinación de genes con predominancia de Criollo y Pardo Suizo. Una breve descripción general sobre la creación y caracterización productiva es presentada por Tullo *et al.* (2014). Este ganado está presente en diferentes regiones del país y a pesar de que son relativamente poco numerosos, constituye un potencial de importancia para los planes de producción animal.

Además de los cruces generadores de poblaciones bovinas heterogéneas y de las experiencias con el ganado Carora mencionadas en el párrafo anterior, debe indicarse una tercera experiencia más integral, que inició en 1970 con la Asociación de Ganaderos de la Zona Alta de Mérida (AGZAM) concretándose oficialmente en 1971 y, posteriormente, en 1996, mediante proyectos interdisciplinarios e interinstitucionales con la participación de técnicos del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA), la Universidad de Los Andes (ULA), la Universidad Central de Venezuela (UCV), la Universidad del Zulia (LUZ) así como la participación de las Asociaciones de Productores y la empresa Genética Tropical.

El propósito fue desarrollar un programa de mejora con animales puros y cruzados de Holstein, Pardo Suizo y Jersey, adaptado a pequeñas unidades de producción situadas en la Zona Alta del Estado Mérida. En este sentido y con el fin de apoyar el progreso del proyecto, se desarrolló un Sistema Computarizado de Control de Producción (SCCP), para crear una base de datos y aplicar un proceso sostenido de selección (Rodríguez-Voigt y Verde, 2002).

Los primeros análisis fenotípicos generales presentados por los autores previamente citados, indicaron varios niveles de producción

y un potencial reproductivo superior de todos los grupos de animales respecto a los promedios nacionales, donde particularmente los animales mestizos de Holstein presentaron el mejor comportamiento. Los mismos autores señalan que estos primeros resultados crean las condiciones para establecer programas de evaluación y selección de hembras con los mejores niveles productivos, así como la posibilidad de evaluación del comportamiento de los diferentes grupos raciales de una determinada zona. Como consecuencia de este trabajo sostenido en el tiempo, actualmente se dispone de una base de datos bastante voluminosa que puede ser objeto de un análisis más detallado.

Por otra parte, durante mucho tiempo se han empleado los resultados de la producción láctea acumulada en la lactancia (LT) para expresar el potencial productivo del animal. Sin embargo, LT se estima como función de los controles mensuales, conocidos como Test Day (TD), realizados a cada animal, asumiendo la no existencia de variaciones individuales en la forma de la curva de lactancia. Este enfoque podría sesgar los resultados, y no justifica el empleo de un solo valor fenotípico (LT) cuando están disponibles los TD que le dieron origen. Esta tendencia puede explicarse debido a las limitaciones previas en cuanto a la capacidad de cómputo y de programas eficientes para tratar grandes volúmenes de datos. Sin embargo, los avances tecnológicos de computación y algoritmos altamente eficientes permiten cambiar esta perspectiva, mediante el uso de modelos longitudinales (Schaeffer, 2004).

Con base a lo anterior, el objetivo de este trabajo fue estimar las causas de variación de la producción mensual en cada lactancia para tres grupos genéticos predominantes tales como Holstein (H), Jersey (J) y Pardo Suizo (PS), haciendo énfasis en los componentes de covarianza a lo largo de la lactancia.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Se dispuso de una copia de la base de datos existente en SCCP con 135 162 registros individuales de producción de leche mensual (TD), colectados entre Abril de 1997 a Febrero

de 2013, en 71 fincas situadas en la zona alta del Estado Mérida, Venezuela.

Se eliminaron los registros de aquellos rebaños con menos de 60 TD, así como los resultados individuales de la producción de leche fuera del rango de  $\pm 3,3$  desviaciones estándar. Los días de lactancia se agruparon en semanas (DIM), eliminándose aquellos TD con DIM > 49. La edición de los datos permitió detectar la existencia de 16 grupos raciales diferentes, producto fundamentalmente, de combinaciones de las razas Holstein, Pardo Suizo, Carora, Cebú, Criollo y Jersey. Con la finalidad de realizar una evaluación más apropiada, se procedió a efectuar una selección de estos genotipos en tres grupos de acuerdo a la raza predominante en cada animal, de la siguiente manera:

Tipo Holstein, animales con 50% o más de genes de Holstein.

Tipo Jersey, animales con 50% o más de genes de Jersey.

Tipo Pardo, animales con 50% o más de genes de Pardo Suizo.

Otros genotipos, como animales cruzados de Carora y desconocidos fueron eliminados por constituir grupos con muy pocas observaciones.

Finalmente, quedó disponible un total de 112 241 TD provenientes de 5 712 vacas, con número de partos entre 1 y 6 aproximadamente, distribuidos en 66 rebaños de los cuales existían al menos 2 de los 3 tipos de animales conformados

previamente. El Cuadro 1 presenta algunos indicadores generales.

La información disponible permitió identificar que estas vacas eran hijas de 841 sementales de composición genética muy disímil, usados tanto en monta directa como en inseminación artificial. A partir de esta información, se pudiera inferir una adecuada conexión entre las fincas. Sin embargo, un detallado examen de edición indicó múltiples inconsistencias, de manera que se estimó más adecuado no considerar este efecto.

### Análisis estadístico

Para el análisis de los datos se aplicaron varios modelos; en primer lugar, se utilizaron modelos lineales de efectos fijos en los datos de TD, donde se tomó en consideración: grupo contemporáneo  $GC_i$  (combinación de finca, año y mes de parto, con  $i = 3\ 792$  niveles); números de partos ( $NP_j$ , con  $j = 1... 6$  o más partos); semanas de lactancia ( $DIM_k$ , con  $k = 1...49$ ); Tipo Genético del animal ( $GA_l$ , con  $l = 1, 2$  y  $3$ ) y la Interacción entre DIM y GA ( $I_{kl}$ ). La variable dependiente fue el TD expresado en kg/día. Los resultados de este modelo se emplearon para representar la respuesta de la producción diaria en los tres tipos de animales a lo largo de varios efectos ambientales.

Para la estimación de los componentes de covarianza, se utilizaron solamente los datos correspondientes a los animales tipo Holstein

Cuadro 1. Indicadores generales de la población estudiada.

	Tipo genético		
	Holstein	Jersey	Pardo Suizo
N° de animales	4 551	827	334
N° de controles mensuales (TD)	88 160	18 260	5 821
N° de Lactancias	10 596	2 229	725
N° de fincas*	66	42	37
Producción promedio leche total-Kg**	4 506 $\pm$ 2 430	3 482 $\pm$ 1 590	4 098 $\pm$ 1 715
Producción promedio leche día-Kg**	17,8 $\pm$ 6,9	14,7 $\pm$ 5,1	16,8 $\pm$ 5,2
Duración promedio lactancia-días**	309 $\pm$ 91	297 $\pm$ 81	295 $\pm$ 83

\*Hay 42 fincas con animales Holstein y Jersey; 36 con Holstein y P. Suizo y 25 con P. Suizo y Jersey.

\*\*Promedio  $\pm$  desviación estándar.

y Jersey debido a la disposición de un mayor número de observaciones (Cuadro 1). Inicialmente se aplicaron modelos de R, en los cuales se asume una correlación igual a la unidad entre pares de registros en el mismo animal, así como varianzas homogéneas, lo que, por lo general, no se cumple, recomendándose en esos casos aplicar modelos de RA (Mrode, 2005). La aplicación de estos modelos para estudiar los registros mensuales de producción de leche fue propuesta por Ptak y Schaeffer (1993), lo que es conocido como modelo Test Day; éste fue el análisis utilizado en este estudio, aplicando dos modelos:

$$y_i = Xb + \sum_{r=0}^3 \beta \lambda_{kr} + Z_1 a_{m:GA1} + Z_2 a_{m:GA2} + I_n e \text{ Modelo TD}$$

$$y_i = Xb + \sum_{r=0}^3 \beta \lambda_{kr} + \sum_{r=0}^2 \lambda_{kr1} a_{m:GA1} + \sum_{r=0}^2 \lambda_{kr2} a_{m:GA2} + I_n e \text{ Modelo RA}$$

Donde  $b$  es un vector de efectos fijos definidos previamente ( $GC_i$ ;  $NP_j$ ;  $GA_k$ ,  $DIM_k$  e  $I_n$ ),  $a_{m:GA}$  y representa los efectos aleatorios del animal que produce el TD intra GA (1=tipo Holstein y 2=tipo Jersey), el cual representa la varianza individual total generado tanto por su composición genética total (efectos aditivos y no aditivos) como por efectos ambientales de carácter permanente. Las matrices  $X$ ;  $Z_1$ ;  $Z_2$  e  $I$  son matrices de incidencia que conectan los efectos fijos y aleatorios con la variable dependiente.

En el procedimiento TD la forma de la curva de lactancia se modeló utilizando una covariable fija ( $\beta$ ) mediante un polinomio de Legendre ( $\lambda_k$ ) de orden  $r=3$  en el cual se asume que no hay variaciones en la forma de respuesta de  $y_i$  a lo largo de la trayectoria de  $DIM_k$  ( $k=1, 2, \dots, 49$  semanas). Por el contrario en el modelo RA se considera la existencia de una desviación aleatoria debida a variaciones individuales del animal intra GA ( $a_{m:GA}$ ), con respecto a la curva de lactancia de la población modelada en  $\beta$ ; en este caso las matrices  $Z_1$  y  $Z_2$  del modelo TD son sustituidas por los correspondientes coeficientes de un polinomio de Legendre ( $\lambda_{k1}$  y  $\lambda_{k2}$ ) los cuales tienen el mismo nivel de  $k^{th}$  semanas pero con orden  $r=3$  y  $r=2$  para animales tipo Holstein y Jersey respectivamente.

La razón de aplicar diferentes niveles estuvo en la no convergencia observada en análisis previos con  $r=3$  en los datos provenientes de los animales Jersey.

En estos modelos se asume que:

$$y \sim N [0, (\sigma_y^2 = I_{GA1} \sigma_a^2 + I_{GA2} \sigma_a^2 + I_N \sigma_e^2)] \text{ Modelo TD}$$

$$y_{K:GA} \sim N [0, (\sigma_y^2 = \lambda_{k1} * [K_{GA1}]_{4 \times 4} * \lambda'_{k1} + \lambda_{k2} * [K_{GA2}]_{3 \times 3} * \lambda'_{k2} + I_N \sigma_e^2)] \text{ Modelo RA}$$

Los términos  $KG_{A1}$  y  $KG_{A2}$  son matrices cuadradas de coeficientes de RA cuyos elementos son las varianzas del intercepto y de los coeficientes lineales, cuadrático y cúbico así como las covarianzas entre los mismos. Para el tipo de animal Jersey,  $KG_{A2}$  es una matriz de  $3 \times 3$  donde el coeficiente cúbico no está incluido. En estas formulaciones del modelo TD los elementos  $\sigma_a^2_{GA1}$ ,  $\sigma_a^2_{GA2}$  y  $\sigma_e^2$  representan las varianzas totales debidas al animal tipo Holstein, Jersey y residual respectivamente. Los componentes de covarianza y el valor del potencial productivo total (VPP) se estiman directamente de la solución del modelo TD multiplicado por la duración de la lactancia a la que se desea expresar los resultados.

Para el modelo RA es necesario un procedimiento adicional propuesto por Jamrozik y Schaeffer (1997), donde los componentes de varianza para los animales Holstein (GA1) y Jersey (GA2) se obtienen por:

$$\sigma_a^2 m_{GA1} = \lambda_{k1} K_{GA1} \lambda'_{k1}$$

$$\sigma_a^2 m_{GA2} = \lambda_{k2} K_{GA2} \lambda'_{k2}$$

Los estimados de R para cada  $k^{th}$  semana de lactancia ( $R_k$ ) se obtienen mediante:

$$R_{GA1} = \frac{\lambda_{k1} K_{GA1} \lambda'_{k1}}{\lambda_{k1} K_{GA1} \lambda'_{k1} + e_i^2} \text{ para animal tipo Holstein}$$

$$R_{GA2} = \frac{\lambda_{k2} K_{GA2} \lambda'_{k2}}{\lambda_{k2} K_{GA2} \lambda'_{k2} + e_i^2} \text{ para animal tipo Jersey}$$

Así mismo, las correlaciones totales entre TD a diferentes  $k^{th}$  semanas de la lactancia ( $r_{kij}$ ) se obtienen por:

$$r_{k1ij} = \frac{\lambda_{k1} K_{GA1} \lambda'_{k1}}{\sqrt{\lambda_{k1,i} K_{GA1} \lambda'_{k1,i} * \lambda_{k1,j} K_{GA1} \lambda'_{k1,j}}} \text{ para animal tipo Holstein}$$

$$r_{k2ij} = \frac{\lambda_{k2,i} K_{GA2} \lambda'_{k2,i}}{\sqrt{\lambda_{k2,i} K_{GA2} \lambda'_{k2,i} * \lambda_{k2,j} K_{GA2} \lambda'_{k2,j}}} \text{ para animal tipo Jersey}$$

Los numeradores de  $r_{k1ij}$  y  $r_{k2ij}$  corresponden con las covarianzas entre los efectos del animal en las semanas  $i$  y  $j$  para tipo Holstein y Jersey respectivamente.

Mientras que los VPP para el  $m^{th}$  éximo animal en la  $k^{th}$  semana de lactancia se estiman según:

$$VPP_k^i = \lambda_k^i a_m$$

Donde el vector  $a_m$  contiene las soluciones de la RA para los efectos del  $m^{\text{th}}$  animal y  $\lambda_k$  son los coeficientes del polinomio de Legendre del orden  $r$  considerado, el cual varía según el tipo animal. Con este procedimiento se dispondrá de estimaciones del VPP para la producción de leche en cada semana de lactancia. Los VPP para las producciones acumuladas a 240 días de lactancia (semana 34) se obtienen por:

$$VPP_{34} = 7 * \sum_{i=1}^{34} VPP_i$$

Con este procedimiento se estiman los VPP según el modelo TD, los cuales se compararon con los estimados según el modelo RA para la producción de leche acumulada a 240 días. Con los resultados obtenidos se seleccionaron los mejores 200 animales según  $VPP_{34}$  en Holstein y los mejores 150 en Jersey y se representó la evolución de VPP a lo largo de la trayectoria de la lactancia.

Todo el procedimiento estadístico se realizó con el software ASREML 3.0 (Gilmour *et al.*, 2009). El modelo RA es más complejo y requiere de mayor tiempo de análisis, sin embargo, puede proporcionar información importante y beneficiosa para el programa de mejora en la población donde se utilice. Las matrices  $K_{GA1}$  y  $K_{GA2}$  fueron sometidas a un análisis de componentes principales con la finalidad

de identificar posibles cambios de forma de respuesta de la producción láctea a lo largo de la lactancia.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En general, los niveles de producción de leche diaria y total por lactancia de este trabajo (Cuadro 1), se sitúan en niveles muy superiores a trabajos previos revisados por Verde *et al.* (2002) para este tipo de ganado en condiciones comerciales, así como a los observados en animales mestizos similares a los de este estudio, mantenidos en una estación experimental de La Universidad del Zulia (Chirinos y Márquez, 2007). Durante el periodo de tiempo representado en esta base de datos, los tres tipos animales manifestaron un incremento en la producción de leche (Figura 1), especialmente a partir del 2003. Tendencias opuestas han sido presentadas por Pérez y Gómez (2005) en animales Pardo Suizo y por Rodríguez y Martínez (2010), con animales mestizos de primera y segunda lactancia. Los animales del tipo Holstein presentan un mayor volumen de producción respecto a los Pardo Suizo y Jersey, en correspondencia con los resultados presentados por Zambrano *et al.* (2013) y Ríos-Utrera *et al.* (2015). En términos relativos, la tendencia de incremento de los animales Jersey fue muy superior al Holstein entre 2003 y 2012. El comportamiento del Pardo Suizo fue estable en este mismo periodo, aunque este tipo de animal está representado

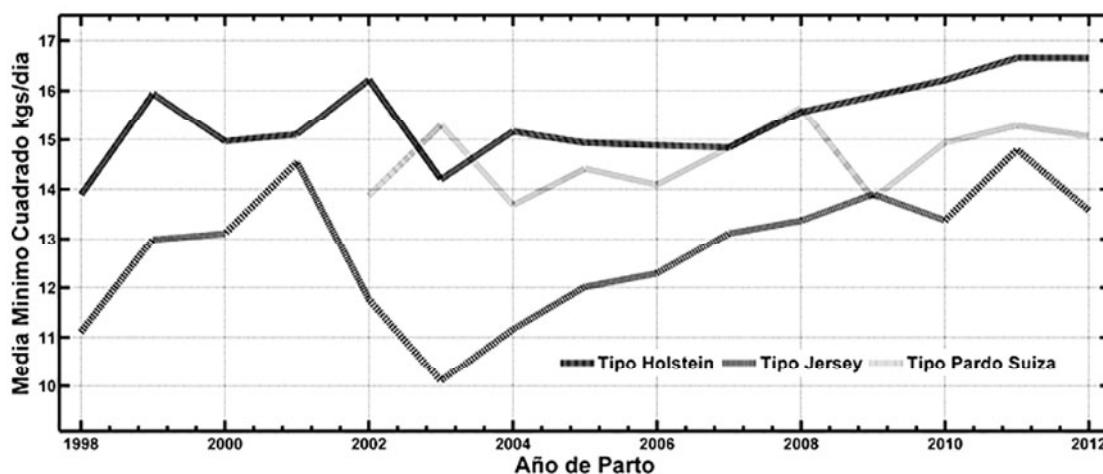


Figura 1. Evolución de la producción diaria de leche en función del año de parto.

por pocas observaciones. Todas las referencias previamente citadas se basan en resultados obtenidos en Venezuela, lo cual corrobora lo acertado de los propósitos planteados por Rodríguez-Voigt y Verde (2002) para el inicio de este proyecto.

Un resultado que se debe resaltar es el efecto del mes de parto sobre la producción de leche (Figura 2). Se mantiene la superioridad de los animales tipo Holstein, el patrón general indica que los animales que paren entre Junio y Agosto producen 1,2 kg adicionales por día de lactancia en Holstein y Jersey, respecto a los animales cuyos partos ocurren a inicios del año. Tendencias muy similares con animales mestizos

en el estado Trujillo han sido presentadas por Pino *et al.* (2009).

Este efecto del mes de parto puede representar un aumento de alrededor del 8% en la lactancia total (kg). Sin embargo, a pesar de su potencial beneficio, la alternativa de aplicar una estrategia de época de partos en ganado lechero no ha sido muy utilizada en el trópico Latinoamericano.

En relación a la producción de leche diaria a lo largo de la lactancia no se han logrado obtener referencias sobre animales mestizos lecheros en Venezuela. Sin embargo, la forma de la curva estimada en el presente trabajo (Figura 3) es semejante a la descrita por el Departamento de Producción e Industria Animal del Decanato

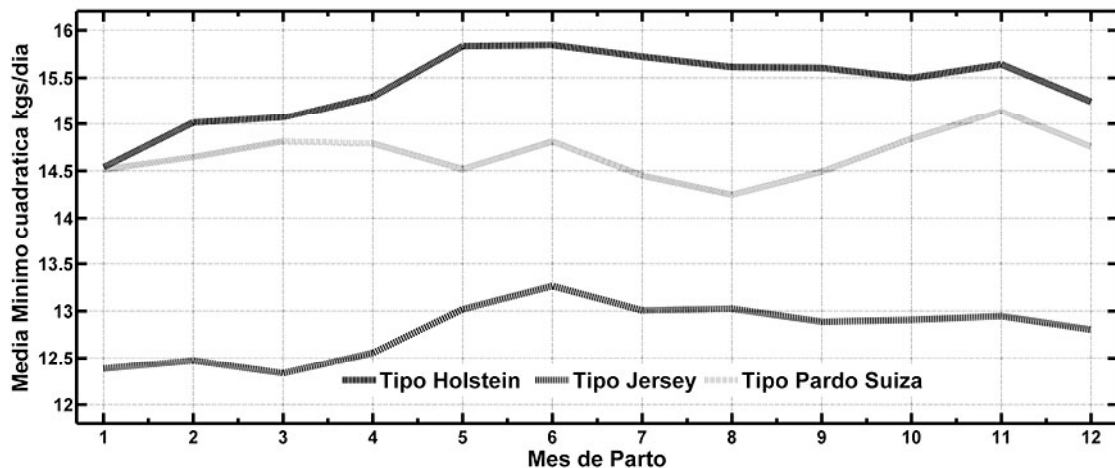


Figura 2. Efecto del mes de parto sobre la producción diaria de leche en animales mestizos.

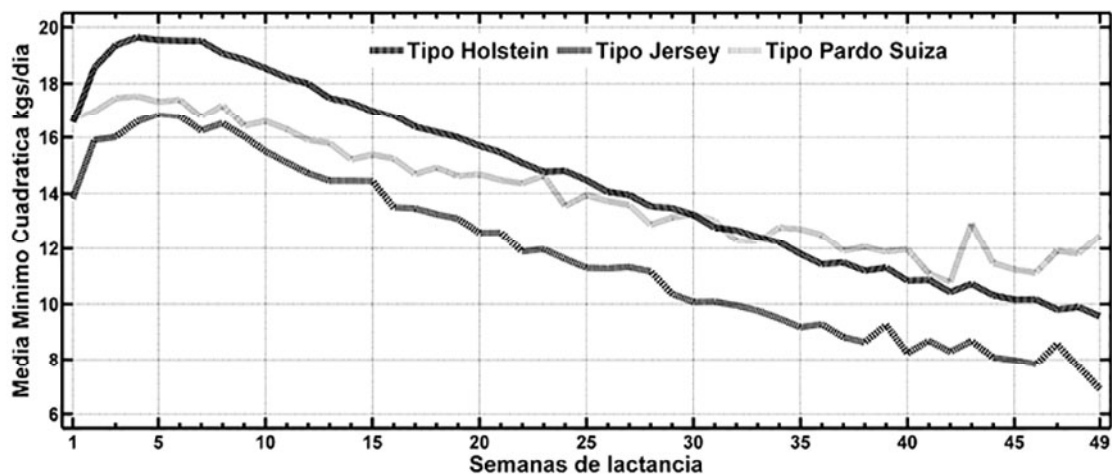


Figura 3. Forma de la curva de lactancia de animales mestizos de Holstein, Pardo Suizo y Jersey en condiciones comerciales de Venezuela.

de Ciencias Veterinarias de la Universidad "Lisandro Alvarado", así como a la reportada por Segura y Osorio (2002).

Los animales tipo Holstein y Jersey presentan la misma forma de la curva, con un pico máximo a las 6 - 7 semanas y posteriormente una fase de decaimiento paulatino. Los resultados del Pardo Suizo son algo diferentes, no obstante, debe recordarse que estos animales están representados por muy pocas observaciones. En el contexto de este trabajo, el objetivo no es el de estimar o discutir la más adecuada fórmula de la curva de la lactancia, sino mostrar la misma en términos de la población de datos, ya que es la que se asume constante en los procedimientos clásicos de evaluación de los animales para un proceso de selección. El riesgo de este enfoque fue evaluado mediante los modelos descritos en la sección Materiales y Métodos, los resultados se presentarán seguidamente considerando solo los datos de Holstein y Jersey.

### Estimación de parámetros y evaluación de animales

El análisis realizado según el modelo TD proporcionó resultados de R de  $R=0,312 \pm 0,01$  y  $R=0,245 \pm 0,01$  para animales tipo Holstein y Jersey respectivamente. Estos valores están en correspondencia con los estimados por Román *et al.* (2000) en ganado Jersey de la Florida ( $R=0,34$ ) y Rios - Utrera *et al.* (2012) en ganado Pardo Suizo y Holstein en México ( $R=0,40$  en ambas razas). Por otro lado, también existe

coherencia con los resultados disponibles en Venezuela con animales mestizos muy similares a los empleados en este estudio:  $R=0,42$  en Pérez y Gómez (2005);  $R=0,24$  en Chirinos y Márquez (2007), mientras que Tullo *et al.* (2014) presentan valores de R que oscilan entre 0,30 y 0,56 en ganado Carora. De acuerdo a la similitud entre los resultados de este estudio y las referencias citadas, se puede concluir que estos parámetros son los que corresponden a esta población de animales mestizos en las condiciones de Venezuela. Sin embargo, su utilización práctica debe enmarcarse en el contexto del significado de este parámetro.

La repetibilidad es un indicador que mide el grado de asociación entre medidas sucesivas del mismo rasgo en el mismo animal. En R se combinan las varianzas debida a componentes genéticos aditivos y no aditivos, así como aquellas debido a variaciones ambientales de carácter permanente. En otras palabras, explican esa proporción las diferencias totales observadas entre los niveles productivos de los animales. En tales definiciones se asume a priori igual varianza entre todos los registros y que la correlación genética es igual a la unidad entre pares de registros. En la práctica esto no se cumple (Mrode, 2005), aunque sus resultados pueden ayudar en el trabajo diario del criador para reemplazar los animales.

En la Figura 4, se presenta la evolución de la R a lo largo de las semanas de lactancia, estimado según el modelo RA. Los resultados para ambos

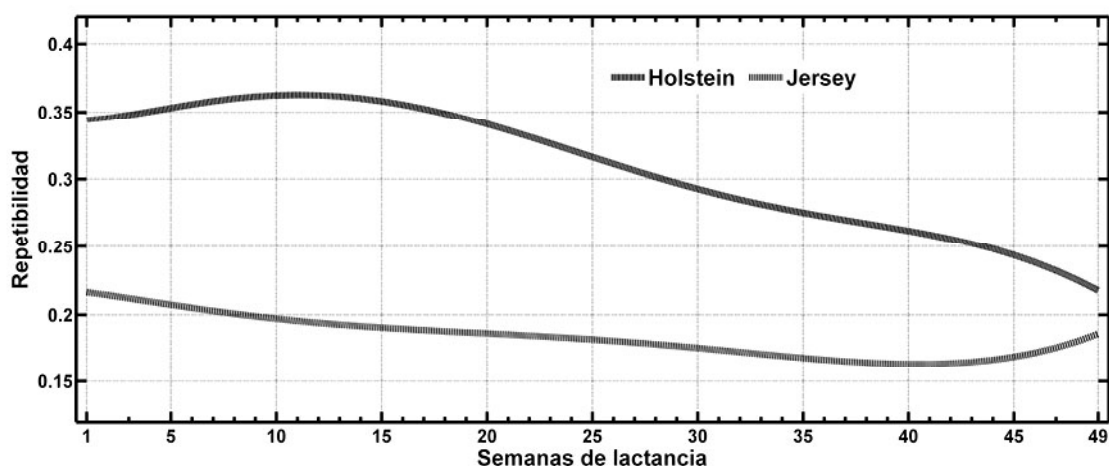


Figura 4. Evolución de la repetibilidad en producción de leche semanal en animales mestizos de Holstein y Jersey según un modelo de Regresión Aleatoria.

tipos de animales muestran que los valores de R no son constantes a lo largo de la escala de la lactancia. Similar tendencia fue publicada por Tullo *et al.* (2014) en ganado Carora de Venezuela y Santellano-Estrada *et al.* (2011) en ganado Criollo de México. Los resultados de los animales tipo Holstein son superiores a Jersey aunque esta última es más homogénea. En promedio general, los valores de R se asemejan a los presentados por el modelo TD.

Las correlaciones entre los TD de cada tipo animal a lo largo de las 49 semanas de lactancia se presentan en las Figuras 5 (tipo Holstein) y 6 (tipo Jersey).

En general, el patrón fue el mismo para ambos tipos de animales, con correlaciones cercanas a la unidad entre semanas adyacentes; disminuyen en la medida que se incrementa la diferencia en tiempo entre dos medidas de TD. Este tipo de tendencia ya ha sido publicada en un gran número de artículos relacionados con el uso de los modelos de RA con información de TD y no se estima necesario más argumentos (Schaeffer, 2004). Según estos resultados es evidente que los mejores animales en una etapa temprana de lactancia pueden no ser los mejores al final de la misma. En otras palabras, existe interacción entre animales en diferentes puntos de la lactancia. Esta sugerencia y la

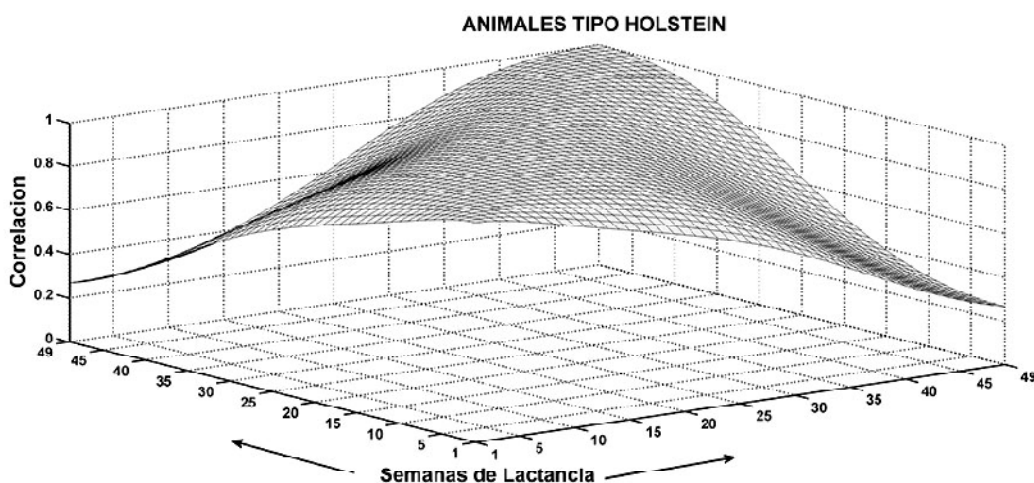


Figura 5. Correlaciones totales entre los TD de animales tipo Holstein registrados a diferentes semanas de lactancia-Modelo RA.

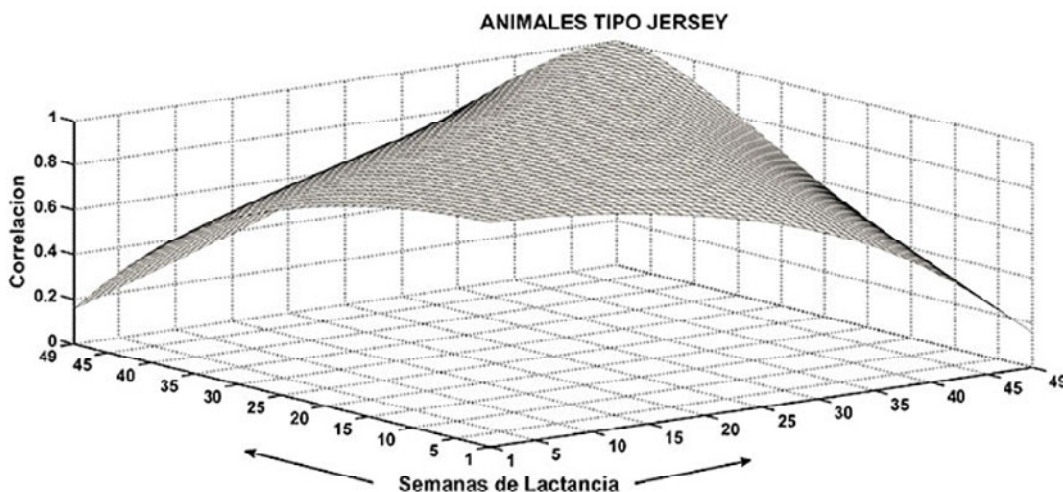


Figura 6. Correlaciones totales entre los TD de animales tipo Jersey registrados a diferentes semanas de lactancia-Modelo RA.



previa sobre el valor no homogéneo de R a lo largo de la lactancia, corroboran los puntos de vista expresados por Mrode (2005) indicados previamente.

Las matrices de coeficientes de RA fueron sometidas a un análisis de componentes principales (ACP). Los resultados se presentan en la Cuadro 2. Los dos primeros componentes principales (CP) explicaron el 96,7% de la varianza total en Holstein y 98,7% en Jersey. Por definición de ACP, el coeficiente del primer componente principal (CP1) es conocido como vector de talla, mientras que el segundo (CP2) vector de forma, ambos están incorrelacionados. Los vectores de CP1 son responsables de la mayor parte de la varianza total con 76,1% y 82,2% en Holstein y Jersey respectivamente, de manera que si se favorece la elección de animales ya que según este vector se incrementarán o decrecerán los niveles de TD en toda la trayectoria de la lactancia. Se observa que el primer coeficiente de CP1 son los de mayor efecto y están unidos al intercepto o nivel general de VPP. En ACP la diferencia de signos en los mismos (ver los coeficientes de Holstein y Jersey) no son de importancia, lo determinante es su magnitud. Por su parte, el CP2 contrasta con el primero y representa entre el 16,5% a 20,6%, magnitud nada despreciable. Los coeficientes de este vector propio señalan un mayor efecto del segundo, ligado al término lineal y que se traduce con cambios en la forma de la evolución de VPP a lo largo de la lactancia.

Según los resultados del ACP, existen posibilidades para identificar animales con diferentes curvas de lactancia. No obstante, a los efectos prácticos, las sociedades de criadores están más interesadas en la lactancia total acumulada, la cual es una función de la sumatoria de los TD en el tiempo. Este enfoque fue examinado de acuerdo a los resultados de los modelos de TD y RA siguiendo la metodología presentada en la sección Materiales y Métodos y se estimaron los VPP a 240 días de lactancia (semana 34) para cada tipo de animal y se correlacionaron los resultados de ambos modelos. Al mismo tiempo, se seleccionaron los mejores 200 animales en Holstein y 150 en Jersey y se examinó la evolución de los VPP de cada grupo de animales a lo largo de la lactancia. Los resultados se presentan en las Figuras 7 y 8.

Nuevamente los resultados fueron muy similares en Holstein y Jersey. Existe una amplia variación entre VPP lo que puede indicar un margen para un futuro trabajo de mejora. No obstante, hay que tomar en cuenta que estas son variaciones totales entre los animales. Las relaciones entre ambas estimaciones de VPP (parte superior central de las Figuras 7 y 8) fueron cercanas a 0,870, existiendo muy poco margen de cambios de orden de merito cuando se utiliza modelos TD o RA. Se puede observar que las relaciones son casi perfectas, excepto en los extremos. Si los criadores usan los mejores animales (indicados en un círculo rojo en ambas figuras) para

Cuadro 2. Coeficientes de los valores propios de las matrices de los coeficientes de regresión aleatoria en animales Holstein (4 vectores) y Jersey (3 vectores).

	Animales tipo Holstein				Animales tipo Jersey		
	CP1	CP2	CP3	CP4	CP1	CP2	CP3
Intercepto	0,9867	0,1303	0,0899	0,0373	-0,9964	0,0724	0,0434
Lineal	-0,1242	0,9787	-0,1065	0,1241	0,0671	0,9912	-0,1141
Cuadrático	-0,1041	0,0477	0,9387	0,3253	0,0513	0,1108	0,9925
Cúbico	0,0133	-0,1514	-0,3154	0,9367	no	no	no
Var Explicada	76,111	20,554	3,026	0,310	82,216	16,524	1,259
% Var Acumulada		96,66	99,06	100		98,74	100

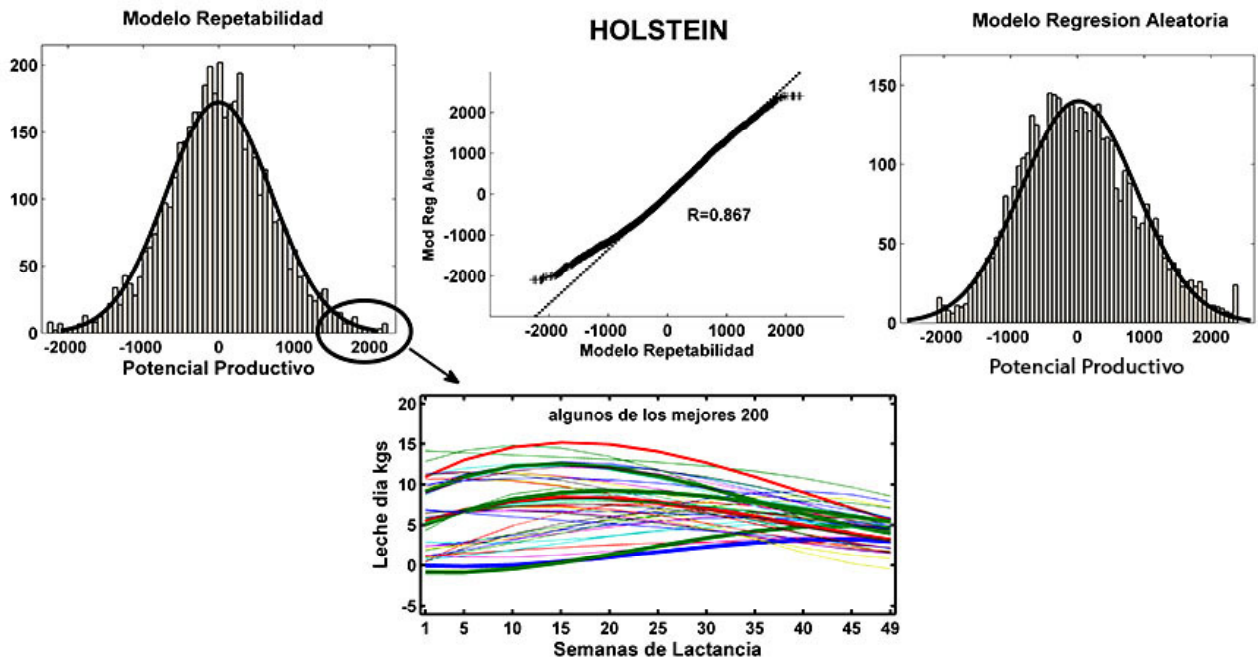


Figura 7. Distribución de frecuencia de los VPP para lactancia acumulada a 240 días de animales tipo Holstein según modelo TD y RA, correlación entre ambos y evolución de los VPP de los mismos animales en cada semana de lactancia.

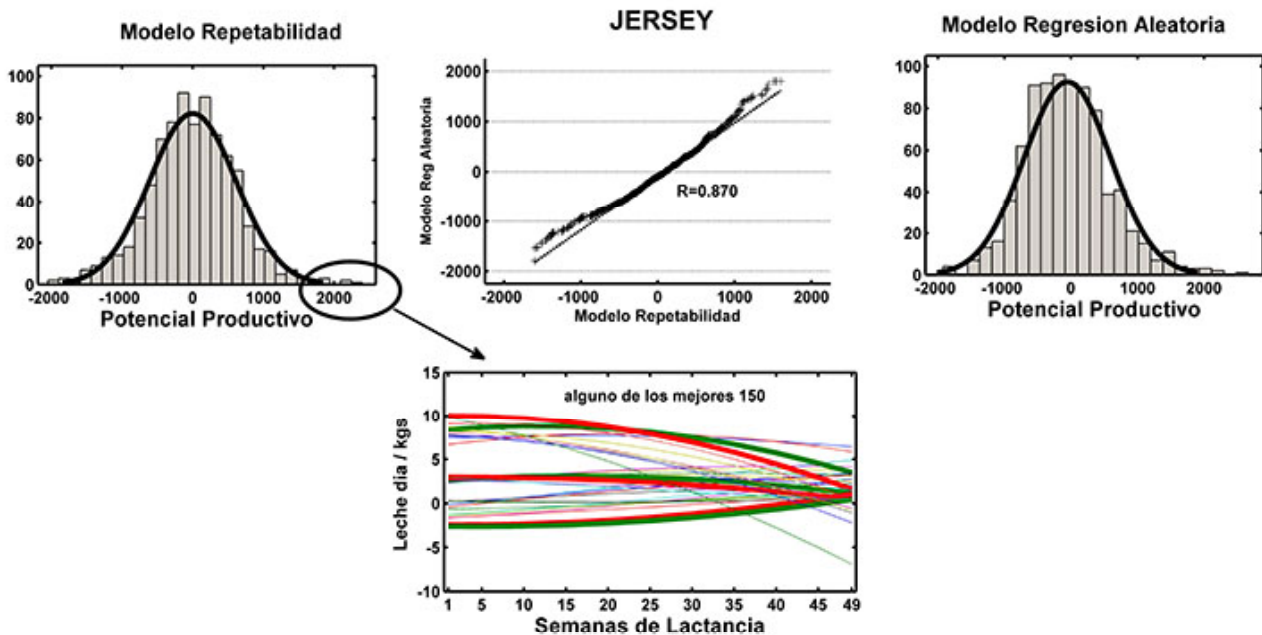


Figura 8. Distribución de frecuencia de los VPP para lactancia acumulada a 240 días de animales tipo Jersey según modelo TD y RA, correlación entre ambos y evolución de los VPP de los mismos animales en cada semana de lactancia.

reemplazo con base a producción acumulada, se pierde una información muy valiosa en la forma de la curva de lactancia (parte central inferior) que puede ser de mucha utilidad para los propósitos de mayor productividad. Estas diferentes formas de lactancia son el resultado de lo expuesto previamente en los resultados del ACP.

## CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos en el presente estudio son superiores al diagnóstico productivo previo realizado por la Asociación de Ganaderos de la Zona Alta de Mérida y demuestran lo acertado de los propósitos del proyecto original desarrollado por la colaboración entre el Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas con varias universidades, la asociación de productores y la empresa Genética Tropical. Los animales mestizos de Holstein y Jersey manifiestan una importante variabilidad en su potencial productivo y los parámetros de repetibilidad estimados permiten, no solo identificar los mejores animales en cada finca, sino poder mostrar las diferentes formas de curva de lactancia, lo que será de utilidad para que el criador seleccione aquellos animales que se adapten mejor a su sistema. En este sentido, los modelos de Regresión Aleatoria han demostrado ser más eficientes para esos propósitos.

## RECOMENDACIONES

Para desarrollar un programa de selección y mejora en la población estudiada se sugiere mayor énfasis en lo concerniente a la disponibilidad de sistemas de controles productivos así como en la información de los antecesores de cada animal. Estas acciones pueden ser alternativas viables y de bajo costo, para mejorar los niveles productivos.

## LITERATURA CITADA

Chirinos, Z., O. Márquez. 2007. Parámetros genéticos para caracteres de producción de leche en vacas mestizas tropicales. Disponible en línea: [http://acteon.webs.upv.es/CONGRESOS/AIDA%202007/Chirinos\\_et\\_al\\_.pdf](http://acteon.webs.upv.es/CONGRESOS/AIDA%202007/Chirinos_et_al_.pdf) [Dic. 18, 2015].

Gilmour, A. R., B. J. Gogel, B. R. Cullis and R. Thompson. 2009. ASReml User Guide Release 3.0, VSN International, Hemel Hempstead, UK.

Jamrozik, J. and Schaeffer, L. R. 1997. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.*, 80:762-770.

Mrode, R. A., 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. Second edition, CABI Publishing. 344 p.

Ortega, E. L., R. W. Ward and C. O. Andrew. 2007. Technical efficiency of the Dual-Purpose Cattle System in Venezuela. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 39(3)719-733.

Pérez, G. y M. Gómez. 2005. Factores genéticos y ambientales que afectan el comportamiento productivo de un rebaño Pardo Suizo en el trópico. 1. Producción de leche. *Revista Científica FCV-LUZ / Vol. XV, N° 2*, 141-147.

Pino, T., G. Martínez, R. Galíndez, M. Castejón y A. Tovar. 2009. Efecto del grupo racial y algunos factores no genéticos sobre la producción de leche e intervalo entre partos en vacas doble propósito. *Rev. Fac. Cs. Vets. UCV*, 50(2)93-104.

Ptak, E. and L. R. Schaeffer. 1993. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Livest. Prod. Sci.* 34:23-34.

Ríos-Utrera, A., R. Calderón-Robles, J. Reyes, J. Galavíz-Rodríguez, V. Vega-Murillo and J. Lagunes-Lagunes. 2012. Genetic Analysis of Milk Yield of Holstein and Brown Swiss Cows under Intensive Grazing in Subtropical Conditions. *Revista Científica, FCV-LUZ / Vol. XXII, N° 6*, 545-552.

Ríos-Utrera, A., R. Calderón-Robles, J. Reyes, V. Galavíz-Rodríguez, E. Vega-Murillo y J. Lagunes-Lagunes. 2015. Correlaciones genéticas entre días abiertos con producción de leche y peso metabólico en vacas Holstein y Pardo Suiza. *Revista Científica, FCV-LUZ / Vol. XXV, N° 1*, 51 – 56.

- Rodríguez-Voigt, A. y O. Verde. 2002. Aspectos productivos y reproductivos de rebaños doble propósito en diferentes regiones agroecológicas de Venezuela. Capítulo VI. **En:** Avances de la Ganadería de Doble Propósito. González-Stagnaro, C; Madrid-Bury, N; Soto Bellos, E (eds.). Fundación GIRARZ. Ediciones Astro Data S.A; Maracaibo, Venezuela.
- Rodríguez, Y. y G. Martínez. 2010. Efecto de edad al primer parto, grupo racial y algunos factores ambientales en la producción de leche y el primer intervalo entre partos en vacas doble propósito. *Rev. Fac. Cs. Vets. UCV*, 51(2):79-91.
- Roman, R., C. J. Wilcox y F. G. Martin. 2000. Estimates of repeatability and heritability of productive and reproductive traits in a herd of Jersey cattle. *Genetics and Molecular Biology*, 23(1)113-119.
- Santellano-Estrada, E., C. M. Becerril-Pérez, Y. Mei-Chang, D. I. Gianola, G. Torres-Hernández, R. Ramírez-Valverde, J. Domínguez-Vivieros and A. Rosendo-Ponce. 2011. Characterization of lactation and genetic evaluation of tropical milking Criollo cattle using a random regression model. *Agrociencia* 45:165-175
- Segura, J. C. and M. M. Osorio. 2002. Choice of phenotypic (co)variances structure for test day records in *Bos taurus x Bos indicus* cows under a dual-purpose cattle system. *Livestock Research for Rural Development* 14 (1), Paper No 10.
- Schaeffer, L. R. 2004. Application of random regression models in animal breeding. *Livestock Production Science* 86:35-45
- Tullo, E., S. Biffani, C. Maltecca and R. Rizzi. 2014. Genetic parameters for milk yield and persistency in Carora dairy cattle breed using random regression model. *Italian Journal Animal Science* vol.13:825-829.
- Universidad Centroccidental 'Lisandro Alvarado'. LA CURVA DE LACTANCIA. Departamento de Producción e Industria Animal, Decanato de Ciencias Veterinarias, UCLA, 17 páginas. Disponible en línea: <http://www.ucla.edu.ve/dveterin/departamentos/Produccion/produccionleche.htm> [Dic. 18, 2015].
- Urdaneta, F. 2009. Mejoramiento de la eficiencia productiva de los sistemas de ganadería bovina de doble propósito (*taurus-indicus*). *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal*, Vol. 17, No, 3-4, Julio-Diciembre: 109-120
- Verde, O., A. Rodríguez-Voigt, W. Berbín, M. E. Rodríguez, E. Sandoval, O. Márquez, D. Urbano, C. Dávila, P. Moreno, J. Villalobos, S. Pereira y T. Arias. 2002. Aspectos productivos y reproductivos de rebaños doble propósito en diferentes regiones agroecológicas de Venezuela. **En:** III Curso Internacional de Ganadería de Doble Propósito. XI Congreso Venezolano de Producción e Industria Animal, Valera 22 al 26 de Octubre, ULA-Trujillo, 1-12.
- Zambrano, R., H. Santos, R. Contreras, A. Moreno y Z. Chirinos. 2013. Características productivas de un rebaño mestizo bovino doble propósito comercial en Venezuela. *Actas Iberoamericanas de Conservación Animal* 3:15-19.