

ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA REPETIBILIDAD PARA PRODUCCIÓN DE LECHE EN GANADO HOLSTEIN PURO O CRUZADO CON BROWN SWISS Y JERSEY EN LA CUENCA LECHERA DE CHIRIQUÍ



Guerra Montenegro, Reggie; Menéndez Buxadera, Alberto

Reggie Guerra Montenegro
reggie.guerra@up.ac.pa
Universidad de Panamá,, Panamá
Alberto Menéndez Buxadera
Consultor Independiente, Estados Unidos

Revista Investigaciones Agropecuarias
Universidad de Panamá, Panamá
ISSN-e: 2644-3856
Periodicidad: Semestral
vol. 3, núm. 1, 2020
reinaldo.dearmas@up.ac.pa

Recepción: 01 Agosto 2020
Aprobación: 19 Septiembre 2020

URL: <http://portal.amelica.org/ameli/jatsRepo/222/2221956002/index.html>



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NonComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/).

Resumen: Se dispuso de 265080 registros periódicos de leche (TD) de vacas Holstein puras y cruzadas con Brown Swiss o Jersey de dos rebaños en la cuenca lechera de Chiriquí entre 1996 y 2016. Inicialmente, se aplicó un modelo lineal mixto para conocer los factores que afectan la producción de leche y representar curvas de respuesta a lo largo de la trayectoria de la lactancia y del número de partos. Posteriormente se aplicó un modelo longitudinal de repetibilidad (REP) y uno de regresión aleatoria (RA). Los efectos incluidos en los modelos fueron altamente significativos ($p < 0.0001$). La curva de lactancia presentó un comportamiento típico, con el pico entre los 50 a 60 días post parto y una productividad mayor de los cruces Jersey respecto a los Brown Swiss. Los valores de tercera lactancia en adelante no manifestaron diferencias entre sí, con niveles superiores a las dos primeras. Los estimados de repetibilidad según el modelo REP fueron de 0.577 ± 0.02 ; 0.675 ± 0.02 y 0.628 ± 0.01 para los animales cruzados de Brown Swiss, Jersey y Holstein puro respectivamente. Según el modelo RA los estimados fueron inferiores y demostraron que existe heterogeneidad en su comportamiento a lo largo de la lactancia. Las correlaciones entre los TD a diferentes puntos de la lactancia mostraron que los modelos del día de control pueden ser sesgados al asumir que las correlaciones son iguales a la unidad. El trabajo realizado demostró algunas ventajas que puede proporcionar el uso del cruzamiento para incrementar los niveles productivos del vacuno lechero en la región estudiada.

Palabras clave: Holstein, Brown Swiss, Jersey, lactancia, repetibilidad.

Abstract: Periodic milk (TD) records (265,080) were obtained from pure Holstein cows crossed with Brown Swiss or Jersey from two herds in the Chiriquí dairy basin between 1996 and 2016. Initially, a mixed linear model was applied to know the factors that affect milk production and plot response curves along the lactation path and number of deliveries. Subsequently, a longitudinal repeatability model (REP) and a random regression model (RA) were applied. The effects included in the models were highly significant ($p < 0.0001$). The lactation curve presented a typical behavior, with the peak between 50 to 60 days post-partum and a higher productivity of Jersey crosses compared to Brown Swiss. The values of third lactation onwards did not show differences between them, with levels higher than the first two. The repeatability estimates according to the REP model were 0.577 ± 0.02 ; $0.675 \pm$

0.02 and 0.628 ± 0.01 for the crossbred animals of Brown Swiss, Jersey and pure Holstein respectively. According to the RA model, the estimates were lower and showed that there is heterogeneity in their behavior throughout lactation. The correlations between the TDs at different points of lactation showed that the control day models can be biased by assuming that the correlations are equal to unity. The work carried out showed some advantages that the use of crossbreeding can provide to increase the productive levels of dairy cattle in the studied region.

Keywords: Holstein, Brown Swiss, Jersey, lactation, repeatability.

INTRODUCCIÓN

La productividad general del ganado lechero en Panamá es similar al resto de los países de la región, la mayor parte en explotaciones pequeñas con sistemas de producción de bajos insumos y con marcadas estacionalidad y niveles entre 4 a 8 kg/día (Villalobos, Guerrero, Hassán, & Herrera, 2015), aunque existe un sector más pequeño con mejores tecnologías que alcanzan promedios de 12-22 kg/día (Batista, 2011; Guerra Montenegro, Hernández Rodríguez, & Menéndez Buxadera, 2018a).

En general existen problemas estructurales, de comercialización y calidad de la leche que de conjunto conforman un serio obstáculo para lograr un desarrollo más acelerado de esta actividad (MIDA, 2013), no obstante, la posición geográfica de Panamá y el buen estado sanitario de su rebaño vacuno le proporcionan a la actividad ganadera grandes posibilidades de desarrollo tanto a nivel del país, así como de la región de América Central. Las autoridades panameñas (SENAPAN, 2017) han trazado planes para incrementar la productividad del ganado vacuno, particularmente en el ganado lechero ya que cerca del 30% del consumo (80 kg per cápita) proviene de la importación de leche en polvo.

Ésta problemática es bastante compleja ya que existen numerosos factores limitantes los cuales abarcan desde utilización de cruzamientos indiscriminados, ausencia de sistemas de controles e identificación, falta de programas formales de reproducción y mejora genética y necesidad de formación de profesionales en este campo (Guevara, 2012).

De acuerdo con el informe de la FAO sobre recursos zoo genéticos de Panamá (FAO, 2017), alrededor del 12 % de las explotaciones ganaderas lecheras de mayor impacto están situadas en la provincia de Chiriquí donde existen condiciones climáticas más favorables y utilizan razas más especializadas como la Holstein, Brown Swiss y Jersey. En estos casos los ganaderos usan concentrados, ordeños mecánicos, aplican controles periódicos y utilizan la inseminación artificial con semen importado de USA o Canadá de manera que es oportuno examinar las causas de variación genéticas y ambientales que afectan la producción de leche, como primera etapa para desarrollar un programa de selección y mejora.

La literatura disponible sobre el comportamiento de estas razas en Centroamérica no es abundante, no obstante en una reciente publicación (Guerra Montenegro, Menéndez Buxadera, & Hernández Rodríguez, 2019) presentan resultados de un comportamiento productivo de la

Holstein muy similar al alcanzado en Costa Rica (Vargas-Leytón & Romero-Zúñiga, 2010); México (Ríos et al., 2012); Colombia (Rincón, Zambrano, & Echeverri, 2015) y Brasil (Biassus et al., 2010). Sobre el Brown Swiss y Jersey hay pocas referencias de estas razas en la región, aunque los resultados publicados en la vecina Costa Rica (Vargas-Leytón & Romero-Zúñiga, 2010) son muy estimulantes ya que presenta satisfactorios resultados en los cruces Holstein x B. Swiss y Jersey x Holstein, aunque para la ganadería de Panamá los beneficios intrínsecos de esta alternativa pueden ser limitados dado el menor número de animales existentes.

El uso de este tipo de cruce se ha incrementado notablemente en la ganadería lechera de USA, buscando entre otras razones, a atenuar los problemas reproductivos y de salud que se manifiestan en la Holstein pura (Dechow et al., 2007). Se han publicados algunos aspectos que pueden ser muy importantes para las condiciones ambientales de Centroamérica, en particular la mejor adaptación al stress térmico del Brown Swiss respecto al Holstein (Correa-Calderon et al., 2004), similares comportamientos fueron presentados por Abdalla & El-Tarabany, (2014) en Brown Swiss cruzado con Holstein. En el caso de Panamá se cuenta con estudios sobre parámetros fisiológicos en animales con este encaste racial (Araúz, 1992; Araúz, Fuentes, & Méndez, 2010).

El objetivo de este trabajo es estimar los componentes de (co)varianza y el Mérito Productivo Más Probable para la producción de leche a lo largo de la lactancia en animales Holstein y sus cruces con Brown Swiss y Jersey en dos rebaños situados en la provincia de Chiriquí.

METODOLOGÍA

Para el estudio se dispuso de la información de 265080 registros periódicos de la producción de leche (PDC) entre los años 1996-2016 de vacas Holstein puras y diferentes proporciones de Brown Swiss x Holstein y Jersey x Holstein de dos rebaños en la cuenca lechera de Chiriquí. Las características generales de la ubicación, sistema de controles productivos, así como la fuente de información de los datos meteorológicos fueron presentadas por Guerra Montenegro et al., (2019). La base de datos original fue editada eliminando animales con edad al parto (EP) menores de 20 meses y mayores de 120 así como duración de la lactancia superior a 410 días, quedando finalmente los registros de 3090 vacas con 212787 PDC dentro del rango de la media \pm tres desviaciones estándar.

El análisis estadístico de los datos se realizó en dos etapas. En primer lugar, se aplicó un modelo lineal cuyo propósito fue conocer los factores que afectan los PDC y obtener las medias ajustadas que permitan representar las curvas de respuesta de cada raza en los niveles de PDC a lo largo de la trayectoria de la lactancia y del número de partos. Este modelo incluyó los efectos fijos de la combinación rebaño-año-semana de control (RAE con 1228 niveles); los días de lactancia se agruparon en intervalos de diez días (dimd 1= 1...41 niveles); el número de lactancia (NL= 1,2,3

...4 o más); la edad al parto (EP = 20, 21, ...120 meses); raza de la vaca (RAZ= 7 niveles); las interacciones entre RAZ x dimd; NL x dimd y RAZ x NL.

En el fichero original el genotipo de cada vaca estaba bien identificado, sin embargo, se encontraron varias inconsistencias respecto al pedigrí de cada animal y no fue considerado en los análisis. Como se mostrará más adelante los resultados de los animales cruzados representados manifestaron formas de respuesta muy similares, de manera que el efecto RAZ fue sustituido por

grupo genético

Ggi

con tres clases Gg1;Gg2 y Gg3

para Holstein puro, cruces de Brown Swiss

y cruces de Jersey respectivamente y se creó otra base de datos con los mismos efectos fijos mencionados.

Estimación de la repetibilidad y del Mérito Productivo más Probable. En la segunda etapa de análisis se aplicó un modelo longitudinal de repetibilidad mediante regresión aleatoria usando Asreml (Gilmour, Gogel, & Thompson, 2009), para estimar los componentes de (co)varianza de los PDC en diferentes puntos de la lactancia cuantificada por dimd. Varias alternativas de modelos fueron aplicadas:

$$y_i = Xb + \sum_{r=0}^3 \beta \lambda_{kr} + Z_1 a_{m:Gg_i} + I_{n:Gg_i} e_{Gg_i} \rightarrow \text{Modelo TD}$$

$$y_i = Xb + \sum_{r=0}^3 \beta \lambda_{kr} + \sum_{r=0}^3 k_1 r_1 a_{m:Gg_1} + \sum_{r=0}^3 k_2 r_2 a_{m:Gg_2} + \sum_{r=0}^3 k_3 r_3 a_{m:Gg_3} + I_{n:Gg} e_{:Gg} \rightarrow \text{Modelo RA}$$

En estos modelos y_i son los registros de la variable dependiente (PDC), b es un vector de efectos fijos definidos previamente de RAE; $NL \cdot \dim d$; $Gg \cdot \dim d$. En este modelo TD se incluyó una covariable fija (β) mediante un polinomio de Legendre (λ) de tercer orden $r = 3$, para estimar la forma de respuesta de y_i a lo largo de la trayectoria de $\dim d$. En el modelo TD las matrices de incidencia X ; Z_1 e

$I_{n:Gg_i}$

conectan los efectos fijos y aleatorios con la variable dependiente. La

aplicación de este modelo para estudiar los PDC se debe a Ptak & Schaeffer, (1993), lo que es conocido como Test Day model o modelo del día de control, en el que se asume una varianza homogénea a lo largo de la lactancia lo cual puede sesgar los resultados.

Según Mrode, (2005) los modelos de regresión aleatoria (RA) son los más recomendados para este tipo de carácter ya que considera la existencia de una desviación aleatoria debida a variaciones

i Importar tabla

individuales del animal intra Gg ($a_{m:Gg}$

), con respecto a la curva de lactancia de la población

modelada en β ; en este caso las matrices Z_1 del modelo TD, son sustituidas por los

correspondientes coeficientes de un polinomio de Legendre (λ , λ

k_1 k_2

y λ) de orden $r=3$ a

k_3

lo largo de la escala de $\dim d$ intra Gg_i . En ambos modelos se asume que:

$$y \sim N [0, (\sigma_y^2 = I_{Gg_i} \sigma_{a_{Gg_i}}^2 + I_{n_{Gg_i}} \sigma_{e_{Gg_i}}^2)] \rightarrow \text{modelo TD}$$

$$y_{Gg_i} \sim N [0, (\sigma_y^2 = \lambda_{k_1} * K_{Gg_1} * \lambda_{k_1} + \lambda_{k_2} * K_{Gg_2} * \lambda_{k_2} + \lambda_{k_3} * K_{Gg_3} * \lambda_{k_3} + I_{n_{Gg_i}} \sigma_{e_{Gg_i}}^2)] \rightarrow \text{modelo RA}$$

En el modelo TD los efectos aleatorios del animal que produce el PDC intra Gg ($a_{m:Gg}$), representa la varianza individual total dado tanto por su composición genéticas (efectos aditivos y no aditivos) así como por efectos ambientales de carácter permanente.

En el modelo RA los términos KGg_i

son matrices cuadradas de coeficientes de regresión aleatoria

cuyos elementos son las varianzas del intercepto y de los coeficientes lineal, cuadrático y cubico, así como las covarianzas entre los mismos para cada Gg_i .

En los modelos aplicados la repetibilidad (Re) para la producción de PDC se estima con fórmulas clásicas (Falconer & Mackay, 1996). Para el modelo TD;

$$Re_{Gg_i} = \frac{\sigma_{Gg_i}^2}{\sigma_{Gg_i}^2 + \sigma_{e_{Gg_i}}^2}$$

En este caso σ^2

λ_{k1}

y σ^2

e Importar tabla

λ_{k1}

representan las varianzas para el efecto vaca y del error respectivamente

en cada caso intra G_{gi} y estos indicadores se obtienen directamente de la solución del modelo TD y su valor es homogéneo a lo largo de $dimd$, aunque no será el mismo para cada G_{gi} .

Por el contrario, en el modelo RA es necesario un procedimiento adicional propuesto por Jamrozik & Schaeffer, (1997) en el cual los componentes de (co)varianza se estiman como función lineal de los coeficientes de Legendre empleados y los elementos de la matriz

$K_{G_{gi}}$. La formulación es la

misma solo cambia su forma de expresión ya que en RA las estimaciones del mismo carácter se llevan a cabo a lo largo de la escala de la lactancia, así por ejemplo para los estimados de Re , para el caso del grupo genético 1 (Holstein puro) sería:

$$Re_{G_{g1}} = \frac{\lambda_{k1} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1}}{\lambda_{k1} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1} + e_{e_{g1}}^2}$$

Donde

$\lambda_{k1} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1}$ representan las estimaciones de varianzas genéticas totales de PDC, λ_{k1} y

λ_{k1}

$K_{G_{g1}}$

corresponden con los coeficientes del polinomio de Legendre y la matriz de (co)varianza de regresión aleatoria respectivamente estimada por el modelo RA. Por otra parte, la varianza fenotípica total para cada $dimd$ estará representada por

$\lambda_{k1} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1}$

+ σ^2

. De la misma forma

se hacen las estimaciones para G_{g2} y G_{g3} .

λ_{k1}

G_{g1}

k Importar tabla

Las correlaciones totales entre PDC para G_{g1} a diferentes puntos ith y jth de la lactancia (r) se

r_{k1j}

estimarán por:

$$r_{k1j} = \frac{\lambda_{k1j} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1j}}{\sqrt{\lambda_{k1j} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1j} + \lambda_{k1j} K_{G_{g1}} \lambda'_{k1j}}}$$

Los términos ya se definieron previamente.

Además de los parámetros antes descritos, los modelos de TD y RA permiten estimar el Valor Merito Productivo más Probable (MPMP) de cada animal perteneciente a cada uno de los grupos genéticos. Este MPMP no representa el valor genético de los animales, no obstante, su valor permite establecer un orden de mérito de los animales que puede ser de mucha utilidad para el

criador ya que es equivalente al atributo propio del animal respecto a sus contemporáneos e incluye tanto las diferencias genéticas totales como de ambiente permanente. La solución del modelo TD es igual a MPMP el cual se puede expresar en su valor promedio o multiplicado por el nivel de dimd que se desee, ya que como se indicó previamente en este procedimiento se considera que no hay variaciones en la forma de la curva de lactancia entre los animales.

Los resultados del modelo RA permite estimar el MPMP para cada animal de cada Ggi en toda la escala de dimd, así por ejemplo para el mth animal del grupo genético 1:

$$MPMP_{kGg_1}^i = \lambda_{k_1} a_{mGg_1}^i$$

Donde el vector

a_{mGg}

contiene las soluciones del modelo de RA para cada mth animal de cada

1 Importar tabla

Ggi que conforman una función del mérito productivo total (fmp) de cada animal:

$f_{mp} = [l_0$

l_1 l_2

$l_3]$

cuyos elementos se combinan con los correspondientes coeficientes de polinomio de Legendre (específicas:

λ_{k_1}) de orden $r = 3$. Los componentes de fmp tienen propiedades

1- l_0 es un intercepto o merito productivo general propio de cada animal;

2- l_1 es una pendiente que representa la capacidad propia del animal para modificar el valor de l_0 a lo largo de la escala de dimd.

3- l_2 y l_3 son el término cuadrático y uno cubico cuyo rol es contribuir a incrementar o decrecer los cambios de forma de respuesta de la curva de lactancia iniciado por l_0 .

Con este procedimiento se dispondrá de estimaciones del MPMP de cada animal para la producción de leche en cada punto de dimd, al mismo tiempo estos resultados se pueden acumular hasta la etapa que se desee. De esta forma se pueden comparar y generalizar sobre los resultados de los modelos TD y RA mostrando los beneficios que se pueden obtener con la misma información disponible. Detalles de este complejo procedimiento se puede consultar en Guerra Montenegro, Hernández Rodríguez, & Menéndez Buxadera, (2018b).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El sector lechero de América Latina siempre ha estado altamente influenciado por los altos niveles productivos de la Holstein, Brown Swiss y Jersey en condiciones de USA (Cassell & McAllister, 2007) y por esta razón existen ejemplares de estas razas en múltiples países de la región. Los resultados mostrados en la tabla 1, que presenta las medias mínimas cuadrática para las 7 cruces y los tres grupos genéticos tanto para PDC como la producción total de leche a 305 días de lactancia (P305), demostraron el adecuado comportamiento en las condiciones de Panamá, con volúmenes de PDC y P305 superiores a los publicados

para Costa Rica (González & WingChing-Jones, 2018); Colombia (Rincón et al., 2015) y Cuba (Menéndez-Buxadera et al., 2016).

TABLA 1.
Indicadores generales* de datos de Holstein y cruces de B. Swiss y Jersey y para los grupos genéticos.

| | # de Observaciones | Prod. Diaria | Prod. 305 días |
|-----------------------------|--------------------|--------------|----------------|
| Totales | 212787 | 22.4(0.04) | 6347(69) |
| Holstein puro | 182169 | 22.9(0.04) | 6383(55) |
| 7/8 Holstein 1/8 B. Swiss | 6988 | 22.2(0.09) | 6320(90) |
| 6/8 Holstein 2/8 B. Swiss | 6660 | 22.0(0.10) | 6317(91) |
| 4/8 Holstein 4/8 B. Swiss | 4473 | 22.3(0.12) | 6317(108) |
| Grupo de Cruces de B. Swiss | 18121 | 22.1(0.06) | 6318(67) |
| 7/8 Holstein 1/8 Jersey | 2094 | 22.7(0.16) | 6606(140) |
| 6/8 Holstein 2/8 Jersey | 4139 | 22.8(0.12) | 6449(108) |
| 4/8 Holstein 4/8 Jersey | 6264 | 23.5(0.13) | 6524(115) |
| Grupo de Cruces de Jersey | 12497 | 23.0(0.08) | 6510(82) |

*Medias ajustadas, entre paréntesis el error standard

Todos los efectos incluidos en el primer modelo lineal mixto fueron altamente significativos ($p < 0.0001$) y las constantes mínimas cuadráticas para PDC de los siete genotipos representados a lo largo de dimd se presenta en la figura 1. En términos generales, la forma de la curva de lactancia fue muy similar a los resultados publicados en los países antes mencionados manifestándose el pico de la lactancia entre los 50 a 60 días post parto. Nótese la superioridad de los cruces de Jersey respecto a los de Brown Swiss, tendencia reportada también en Costa Rica (Vargas-Leytón &

Romero-Zúñiga, 2010) y México (Román-Ponce et al., 2013), estos comportamientos se deben a los efectos de heterosis que se manifiestan en estos cruces.

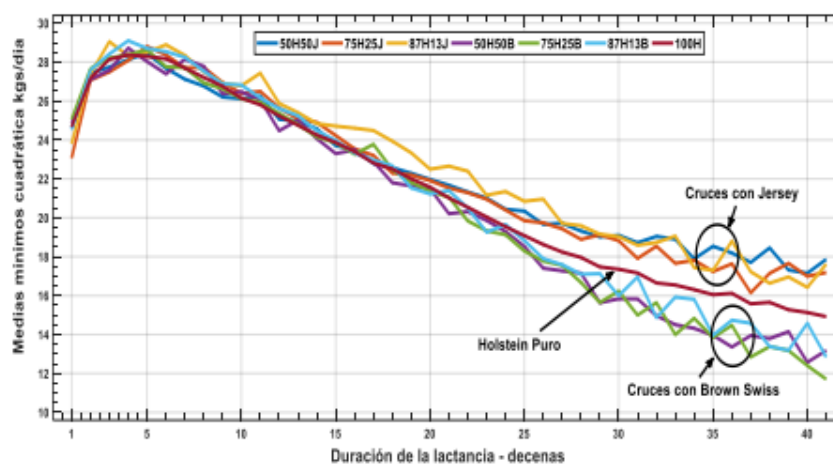


FIGURA 1.

Curva de lactancia de los animales Holstein puro y diferentes cruces con sementales Brown Swiss o Jersey.

El efecto del número de lactancia sobre PDC fueron altamente significativos ($p < 0.0001$). Los animales en la tercera y cuarta o más lactancias no manifiesta diferencias entre sí y en general sus niveles fueron superiores a las dos primeras. Los mayores incrementos en PDC fueron en segunda lactancia respecto a la primera que

representan un aumento de 26%; 9.8%; 0.9% y 0.5% a los 50; 200; 300 y 400 días de lactancia respectivamente (Figura 2). La misma tendencia ha sido indicada por (Cobuci & Costa, 2012) en Holstein de Brazil, y (Vargas-Leitón, Marín, & Romero, 2012) en la vecina Costa Rica.

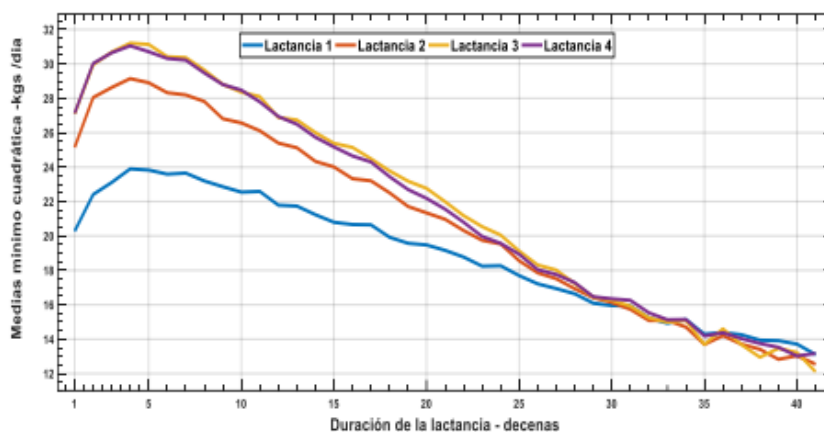


FIGURA 2.

Efectos del número de lactancia sobre la producción de leche a lo largo de la lactancia.

Los resultados mostrados evidencian que los genotipos estudiados se han adaptado bien a las condiciones de ambiente y manejo general existentes en la provincia de Chiriquí, de manera que las autoridades competentes pueden emplear estos resultados y lo publicado previamente con datos de la región (Guerra Montenegro et al., 2018b; Guerra Montenegro et al., 2019) para la elaboración de estrategias de desarrollo para este sector.

Estimación de la repetibilidad de la producción de leche y mérito productivo. Este indicador explica las diferencias entre el comportamiento de los animales debidas a diferencias genéticas aditivas y no aditivas, así como de ambiente permanente respecto a la variación total, por tanto, su valor está relacionado con los atributos del mérito productivo de cada animal. No se debe interpretar como un parámetro genético, aunque puede ser de mucha utilidad como herramienta auxiliar para los criadores. Los estimados de repetibilidad de la producción de leche (Re) según el modelo TD fueron de 0.577 ± 0.02 ; 0.675 ± 0.02 y 0.628 ± 0.01 para los animales cruzados de Brown Swiss, Jersey y Holstein puro respectivamente, valores superiores a los presentados por Vargas-Leitón & Solano Patiño, (1995) en Costa Rica, Ríos Utrera et al., (2012) en las condiciones de México y Rincón et al., (2015) en Colombia.

Estas diferencias pueden estar relacionadas con las características de la base de datos que utilizan razas puras y producciones acumuladas en 305 días de lactancia, mientras que en el actual estudio se utilizaron animales cruzados y los registros periódicos de producción de leche. Cuando los

mismos datos se analizaron según el modelo de RA (Figura 3) los estimados de Re fueron inferiores a los de TD y por otro lado los resultados demuestran que existe heterogeneidad a lo largo de la lactancia. Al mismo tiempo debe resaltarse que la magnitud de Re están dentro del mismo rango que las evidencias disponibles cuando se emplean un modelo similar y animales cruzados Gebreyohannes et al., (2013) ($Re=0.53 \pm 0.01$); Sneddon et al., (2015) ($Re=0.51 \pm 0.01$) y Lembeye et al., (2016) ($Re=0.487 \pm 0.01$).

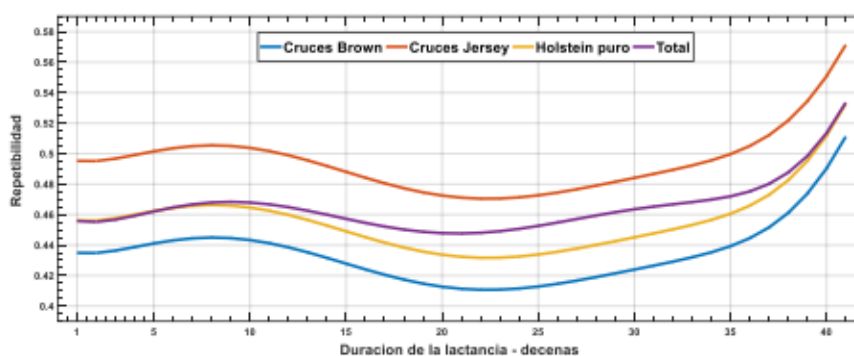


FIGURA 3.

Estimados de Repetibilidad para la producción de leche durante el día de control a lo largo de la lactancia para animales Holstein, cruzados de Brown, de Jersey y total, estimado por un modelo de regresión aleatoria.

Los estimados de las correlaciones entre los registros de PDC a diferentes puntos de la lactancia (Figura 4), muestran la manifestación de este carácter no es el mismo a lo largo de la escala de la lactancia, de manera que los modelos del tipo TD pueden ser sesgados al asumir que las correlaciones son iguales a la unidad. Durante los primeros 300 días de lactancia no se manifiestan diferencias entre los tres grupos genéticos, no obstante, los animales Holstein y cruzados de Jersey representados manifiestan algunas diferencias hasta los 410 días de lactancia. Lo expuesto indica que existe interacción entre los resultados de MPMP a diferentes etapas de lactancia, por otro lado, este patrón evidencia la existencia de variaciones en la forma de lactancia lo cual puede tener aplicación práctica inmediata en diferentes sistemas de producción.

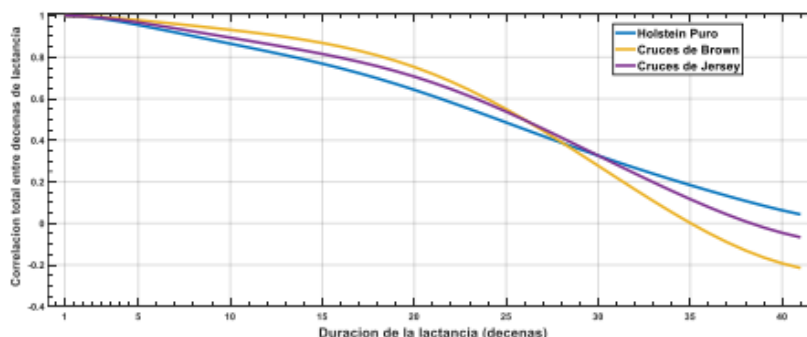


FIGURA 4.

Correlaciones entre los registros de PDC a diferentes puntos de la lactancia estimados por un modelo de regresión aleatoria en animales Holstein puros, cruces de Brown y de Jersey.

El uso de registros de PDC superiores a 305 días de lactancia, puede ser interpretado como fuera de contexto, sin embargo, en las condiciones de la base de datos origina estudiada se encontró que el 14% de los registros se producen entre 305 y 540 días de lactancia. Esta tendencia de incrementos en la duración de la lactancia ya fue indicada por Vargas-Leitón et al., (2000) en Costa Rica así como por VanRaden et al., (2006) en USA.

Los resultados de la estimación de MPMP de cada animal según el modelo TD y RA manifestaron una correlación de 0.987, es decir prácticamente no existirán cambios de orden de mérito, lo cual es cierto cuando se consideran los valores puntuales, sin embargo, el modelo RA permite obtener una información adicional muy importante con los mismos datos disponibles. Para ejemplificar esta posibilidad se seleccionaron los

mejores 500 animales según ambos modelos y se representaron los estimados de MPMP a lo largo de la lactancia (Figura 5 parte superior).

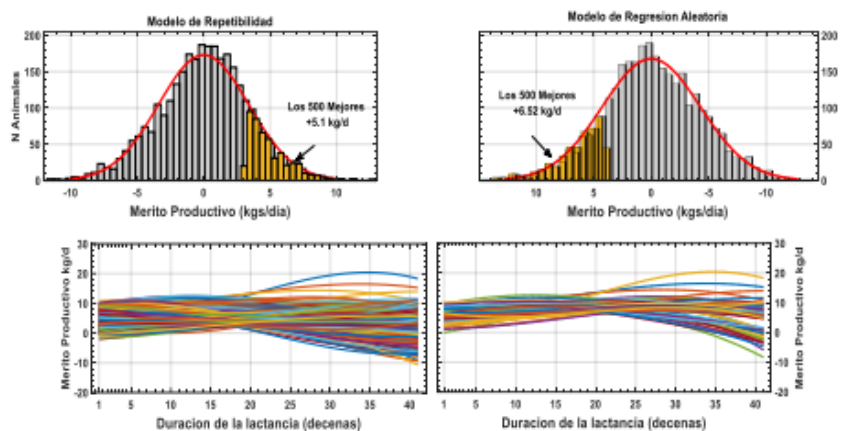


FIGURA 5.

Variación en el Mérito Productivo Más Probable para la producción de leche durante diferentes puntos de la lactancia de los animales Holstein, cruces de Brown y Jersey.

El valor de MPMP fue ligeramente mayor para el modelo RA (+6.5 kg/d) respecto a TD (+5.1kg/d), sin embargo nótese que se manifiesta una importante variación en la forma de la lactancia (Figura 5 parte inferior) como manifestación de diferencias en la persistencia de la lactancia. Esta información puede ser de mucha utilidad para los criadores según el sistema de producción que apliquen.

CONCLUSIONES

El trabajo realizado demuestra las ventajas que puede proporcionar el uso del cruzamiento para incrementar los niveles de producción de leche del vacuno en la provincia de Chiriquí, aun en el caso de animales con encaste puramente europeo.

Aun cuando la información disponible no permitió estimar parámetros genéticos, los valores de *Re* sugieren que se puede aplicar un proceso de selección, no obstante, se necesitan mayores esfuerzos en los sistemas de controles que permitan llevar a cabo otros estudios que abarquen otros caracteres de interés económico (composición de la leche, rasgos reproductivos).

REFERENCIAS

- Abdalla, H., & El-Tarabany, M. (2014). Reproductive performance of Holstein, Brown Swiss and their crosses under subtropical environmental conditions with brief reference to milk yield. *Global Veterinaria*, 13(5), 836–843.
- Araúz, E. (1992). Algunos índices fisiológicos y el estado general en lactación y crecimiento en ganado lechero cruzado. *Agronomía Mesoamericana*, 3, 34–39.
- Araúz, E., Fuentes, A., & Méndez, N. (2010). Alteración diurna de la carga calórica corporal e interrelación de las temperaturas rectal y láctea en vacas cruzadas (6/8 *Bos taurus* x 2/8 *Bos indicus*), Pardo Suizo y Holstein bajo estrés calórico diurno durante la época seca en el clima tropical húmedo. *REDVET*, 11(11), 36.
- Batista, J. (2011). Caracterización lactacional y reproductiva de las razas Holstein y Pardo Suizo en hatos lecheros grado A. Universidad de Panamá.
- Biassus, I., Cobuci, J., Costa, C., Rorato, P., Braccini, J., & Cardoso, L. (2010). Persistence in milk, fat and protein production of primiparous Holstein cows by random regression models. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 39(12), 2617–2624.

- Cassell, B., & McAllister, J. (2007). Dairy crossbreeding: Why and how. Dairy Guidelines. Virginia Cooperative Extension.
- Cobuci, J., & Costa, C. (2012). Persistency of lactation using random regression models and different fixed regression modeling approaches. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 41(9), 1996–2004.
- Correa-Calderon, A., Armstrong, D., Ray, D., DeNise, S., Enns, M., & Howison, C. (2004). Thermoregulatory responses of Holstein and Brown Swiss Heat-Stressed dairy cows to two different cooling systems. *International Journal of Biometeorology*, 48(3), 142–148.
- Dechow, C., Rogers, G., Cooper, J., Phelps, M., & Mosholder, A. (2007). Milk, fat, protein, somatic cell score, and days open among holstein, brown swiss, and their crosses. *Journal of Dairy Science*, 90(7), 3542–3549.
- Falconer, D., & Mackay, T. (1996). Introduction to quantitative genetics (4th ed.). Essex: Pearson Prentice Hall.
- FAO. (2017). Informe sobre la situación de los recursos zoogenéticos en Panamá. Retrieved April 22, 2018, from <http://www.fao.org/ag/AGInfo//programmes/en/genetics/documents/Interlaken/countryr eports/Panama.pdf>
- Gebreyohannes, G., Koonawootrittriron, S., Elzo, M., & Suwanasopee, T. (2013). Variance components and genetic parameters for milk production and lactation pattern in an ethiopian multibreed dairy cattle population. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 26(9), 1237–1246.
- Gilmour, A., Gogel, B., & Thompson, R. (2009). ASReml User Guide Release 3.0. Manchester. UK: VSN International Ltd.
- González, J., & WingChing-Jones, R. (2018). Producción y reproducción de vacas Holstein, Jersey y sus cruces en cinco localidades de Costa Rica. *UNED Research Journal*, 10(2), 422–427.
- Guerra Montenegro, R., Menéndez Buxadera, A., & Hernández Rodríguez, A. (2019). Influencia de factores ambientales en la producción de leche de dos rebaños Holstein en la cuenca lechera de Chiriquí. *Revista Investigaciones Agropecuarias*, 2(1).
- Guerra Montenegro, R., Hernández Rodríguez, A., & Menéndez Buxadera, A. (2018a). Análisis de curvas de lactancia en vacas Holstein de la cuenca lechera de Chiriquí, República de Panamá. *Livestock Research for Rural Development*, 30(4), 12.
- Guerra Montenegro, R., Hernández Rodríguez, A., & Menéndez Buxadera, A. (2018b). Componentes de (co)varianza para producción de leche de vacas Holstein en Panamá mediante modelos de Repetibilidad y de Regresión Aleatoria. *Livestock Research for Rural Development*, 30(9), 18.
- Guevara, D. (2012). Desafíos para la consolidación de la cadena de leche. In *Cadena Agroalimentaria de la leche*. MIDA (p. 31).
- Jamrozik, J., & Schaeffer, L. (1997). Estimates of genetic parameters for a test day model with random regression for production of first lactation. *Journal of Dairy Science*, 80(4), 762–770.
- Lembeye, F., Lopez-Villalobos, N., Burke, J., & Davis, S. (2016). Estimation of genetic parameters for milk traits in cows milked once- or twice-daily in New Zealand. *Livestock Science*, 185, 142–147.
- Menéndez-Buxadera, A., Palacios-Espinosa, A., Espinosa-Villavicencio, J., & Guerra-Iglesias, D. (2016). Genotype Environment interactions for milk production traits in Holstein and crossbred Holstein-Zebu cattle populations estimated by a character state multibreed model. *Livestock Science*, 191, 108–116.
- MIDA. (2013). Plan Estratégico para el Desarrollo del Sub sector Lechero 2007-2013. Panamá. Retrieved from <https://www.mida.gob.pa/upload/documentos/plan-nacional-de-leche%5B1%5D.pdf>
- Mrode, R. (2005). Linear models for the prediction of animal breeding values. Wallingford (GB): CABI International.
- Ptak, E., & Schaeffer, L. (1993). Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Livestock Production Science*, 34(1–2), 23–34.
- Rincón, J., Zambrano, J., & Echeverri, J. (2015). Estimation of genetic and phenotypic parameters for production traits in Holstein and Jersey from Colombia. *Revista MVZ Córdoba*, 20, 4962–4973.

- Ríos, A., Calderón, R., Galavíz, J., Vega, V., & Lagunes, J. (2012). Análisis genético de la producción láctea de vacas Holstein y Pardo Suizo en pastoreo intensivo en condiciones subtropicales. *Revista Científica, FCV-LUZ*, 22(6), 545–552.
- Ríos Utrera, A., Calderon Robles, R., Reyes, J., Galaviz, V., Vega, E., & Lagunes, J. (2012). Genetic analysis of milk yield of Holstein and Brown Swiss cows under intensive grazing in subtropical conditions. *Revista Científica, FCV-LUZ*, XXII(6), 545–552.
- Román-Ponce, S., Ruiz López, F., Montaldo Valdenegro, H., Rizzid, R., & Román-Ponce, H. (2013). Effects of crossbreeding on milk production and growth characteristics in dual- purpose cattle in the humid tropics. *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias*, 4(4), 405– 416.
- SENAPAN. (2017). Plan Nacional de Seguridad Alimentaria y Nutricional. Panamá. Retrieved from <http://www.mides.gov.pa/wp-content/uploads/2017/03/Plan-SAN-Panamá-2017.pdf>
- Sneddon, N., Lopez-Villalobos, N., Davis, S., Hickson, R., & Shalloo, L. (2015). Genetic parameters for milk components including lactose from test day records in the New Zealand dairy herd. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 58(2), 97–107.
- VanRaden, P., Dematawewa, C., Pearson, R., & Tooker, M. (2006). Productive life including all lactations and longer lactations with diminishing credits. *Journal of Dairy Science*, 89(8), 3213–3220.
- Vargas-Leitón, B., Koops, W., Herrero, M., & Van Arendonk, J. (2000). Modeling Extended Lactations of Dairy Cows. *Journal of Dairy Science*, 83(6), 1371–1380.
- Vargas-Leitón, B., Marín, Y., & Romero, J. (2012). Comparación bioeconómica de grupos raciales Holstein, Jersey y Holstein x Jersey en Costa Rica. *Agronomía Mesoamericana*, 23(2), 329–342.
- Vargas-Leitón, B., & Solano Patiño, C. (1995). Tendencias genéticas y ambientales en producción de leche en vacas lecheras de Costa Rica. *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal*, 3(2), 165–176.
- Vargas-Leytón, B., & Romero-Zúñiga, J. (2010). Efectos genéticos aditivos y no aditivos en cruces rotacionales Holstein×Jersey y Holstein×Pardo suizo. *Agronomía Mesoamericana*, 21(2), 223–234.
- Villalobos, A., Guerrero, B., Hassán, J., & Herrera, D. (2015). Efectos fijos sobre la producción por lactancia en bovinos mestizos pardo suizo. *Ciencia Agropecuaria*, (23), 110–120.