

COMPARACIÓN BIOECONÓMICA DE GRUPOS RACIALES HOLSTEIN, JERSEY Y HOLSTEIN×JERSEY EN COSTA RICA¹

Bernardo Vargas-Leitón², Yamil Marín-Marín², Juan José Romero-Zúñiga²

RESUMEN

Comparación bioeconómica de grupos raciales Holstein, Jersey y Holstein×Jersey en Costa Rica. El objetivo del presente estudio fue determinar el rendimiento bioeconómico de las razas puras Holstein y Jersey con el cruce F1 Holstein×Jersey. Se comparó el rendimiento bioeconómico de estos grupos raciales en la zona Bosque Muy Húmedo Premontano de Costa Rica mediante un modelo de simulación estocástica. La raza Holstein presentó mejor producción de leche por vaca por año superando a la F1 por 448 kg y a Jersey por 1393 kg. En producción de sólidos lácteos, la F1 superó por 24 kg a Holstein y por 115 kg a Jersey. En un hato con 80 vacas adultas, la ventaja en producción anual de sólidos de la F1 fue de 3863 kg sobre Holstein y 7382 kg sobre Jersey. En producción de carne el hato Holstein fue superior por 667 kg a la F1 y por 1468 kg a Jersey. El ingreso anual para F1 aventajó por US\$20644 a Holstein y US\$34434 a Jersey. El costo anual por hato la F1 superó por US\$3697 a Holstein y por US\$10848 a Jersey. El margen bruto por hato por año en F1 excedió por US\$16946 a Holstein y por US\$23586 a Jersey. La relación Beneficio/Costo de la F1 sobrepasó por 0,10 a Holstein y 0,15 a Jersey. Variables con relación positiva significativa sobre el Beneficio/Costo fueron el nivel de producción, días de lactancia, contenido de grasa y proteína, vacas adultas por vaquero ordeñador y número de estas. Variables con relación negativa significativa sobre Beneficio/Costo fueron los días abiertos, salario del peón calificado y precio del concentrado.

Palabras claves: simulación estocástica, cruces lecheros, modelo bioeconómico.

ABSTRACT

Bioeconomic comparison of breed types Holstein, Jersey and Holstein×Jersey in Costa Rica. The objective of this work was to compare the bio-economic performance of Holstein, Jersey and F1 Holstein×Jersey cattle from the Premontane Wet Forest lifezone in Costa Rica. According to the model, an average Holstein cow produces 448 and 1393 kg of milk per year above the F1 or Jersey cow, respectively. An average F1 cow produces 24 and 115 more kg of milk solids than the Holstein or Jersey cow. On an average herd with 80 adult cows, the F1 is expected to produce 3863 and 7382 kg more kg of milk solids than Holstein or Jersey. An average Holstein herd is expected to produce 667 and 1468 more kg of meat per year than an F1 or Jersey herd. The expected annual income for an F1 herd is US\$20644 and US\$34434 higher than a Holstein or Jersey herd. The expected annual cost for the F1 herd is US\$3697 and US\$10848 higher than a Holstein or Jersey herd. Expected gross margin for the F1 herd is US\$16946 and US\$23586 higher than a Holstein or Jersey herd. Expected benefit/cost ratio for the F1 herd was 0,10 and 0,15 higher than a Holstein or Jersey herd. Variables with positive significant effects on benefit/cost ratio were the production level, lactation length, fat and protein content, cows/milkmen ratio and herd size. Variables with negative significant effects on benefit/cost were days open, base salary for agricultural workers and price of concentrate.

Key words: stochastic simulation, dairy crosses, bioeconomic model.

¹ Recibido: 9 de febrero, 2012. Aceptado: 10 de octubre, 2012. Este estudio fue realizado como parte del proyecto "Evaluación genética y fenotípica de cruces entre razas lecheras de Costa Rica" (IEAG29), Universidad Nacional.

² Posgrado Regional en Ciencias Veterinarias Tropicales, Universidad Nacional. Heredia, Costa Rica. Apdo. postal 304-3000. bvargas@medvet.una.ac.cr; yamilm11@yahoo.com; jromero@medvet.una.ac.cr

INTRODUCCIÓN

A nivel mundial, un sector importante de los productores de leche utilizan el cruzamiento entre razas lecheras con el fin de mejorar la eficiencia productiva, reproductiva y económica de sus hatos (McDowell *et al.* 1974, López-Villalobos *et al.* 2000, Madalena 2001, Van Raden y Sanders 2003). En Costa Rica, un estudio sobre cruzamientos rotacionales Holstein×Jersey reportó niveles de heterosis de 3,2%, 4,40%, -2,50%, -6,4% y 7,9% para producción diaria de leche, vida productiva, edad a primer parto, días abiertos y producción de leche por día de vida, respectivamente (Vargas y Romero 2010). Aunque los estimados de heterosis obtenidos en dicho estudio fueron importantes, en la mayoría de los casos el rendimiento de F1 fue superior solamente a una de las razas puras.

Para poder realizar una evaluación más objetiva del efecto de la heterosis, es necesario utilizar criterios bioeconómicos que reflejen el beneficio agregado de la heterosis sobre los principales rasgos de importancia económica. Entre los criterios que se utilizan para la comparación de razas puras lecheras y sus cruces, están el rendimiento económico por vaca por año (Touchberry 1992, López-Villalobos *et al.* 2000) y por hectárea por año (López-Villalobos *et al.* 2000). Se han utilizado también con este fin índices bioeconómicos de mérito neto que ponderan distintos rasgos de acuerdo a su valor económico relativo (McAllister 2002, Cole y Van Raden 2010).

Algunos estudios han presentado comparaciones bioeconómicas entre razas puras lecheras y sus cruces (Touchberry 1992, López-Villalobos *et al.* 2000, Van Raden y Sanders 2003, Echeverri *et al.* 2011). Ejemplo de ello es un estudio realizado en Nueva Zelanda, en el que utilizaron modelos determinísticos de simulación y concluyeron que los cruces rotacionales Holstein×Jersey eran más rentables que las respectivas razas puras en términos de ingreso neto anual por hectárea y por vaca (López-Villalobos *et al.* 2000). En otro estudio se reportó que estos cruces presentaron superioridad sobre las razas puras cuando los sistemas de pago son basados en componentes de leche con penalización para fluido, mientras que en sistemas de pago con valor económico positivo para fluido es la raza Holstein la que presenta un mejor ingreso (Van Raden y Sanders 2003). La comparación

bioeconómica de grupos raciales debe considerar las condiciones ambientales específicas y los sistemas de pago vigentes (Kahi *et al.* 1998).

En Costa Rica aproximadamente un 20% del ganado lechero especializado tiene algún grado de cruzamiento, principalmente entre razas lecheras Holstein y Jersey (Vargas y Ulloa 2008). Bajo estas circunstancias es importante comparar la rentabilidad de los cruces con el uso de razas puras; con el fin de determinar si las estrategias de cruzamiento son una alternativa favorable desde el punto de vista económico. Por tal motivo, el objetivo del presente estudio fue determinar el rendimiento bioeconómico de las razas puras Holstein y Jersey con el cruce F1 Holstein×Jersey.

MATERIAL Y MÉTODOS

Enfoque general

Se efectuó una comparación bioeconómica con base al modelo estocástico de simulación detallado por Vargas y Cuevas (2009). Este modelo fue ampliado y adaptado con el fin de comparar tres alternativas de producción, dos basadas en el uso de razas puras (Holstein y Jersey) y la tercera basada en el rendimiento de la F1 (Holstein×Jersey). Las tres alternativas fueron evaluadas asumiendo condiciones idénticas de manejo que reflejan las circunstancias encontradas en la mayoría de las fincas lecheras de la zona Bosque Muy Húmedo Premontano de Costa Rica (Holdridge 1987). El modelo se construyó utilizando una hoja electrónica Excel Versión 2007 en combinación con el complemento especializado para simulación estocástica @RISK Versión 5.5 (Palisade Corporation 2009a).

El modelo fue construido para simular la producción de un hato lechero de tamaño constante. Los coeficientes técnicos de base necesarios para iniciar el proceso de simulación fueron parcialmente obtenidos a partir del rendimiento real de los tres grupos raciales en la zona agroecológica bajo estudio, calculado con base en la información registrada en el programa computacional VAMPP (Noordhuizen y Buurman 1984) y almacenados en la base de datos del Programa de Medicina Poblacional de la Escuela de Veterinaria de la Universidad Nacional (Pérez *et al.* 1989). Otros coeficientes relacionados con parámetros de eficiencia

económica o en uso de mano de obra se especificaron con base en las condiciones imperantes en años recientes (Cooperativa Dos Pinos 2007)³.

La descripción de la base matemática y las principales relaciones asumidas en el modelo estocástico de simulación, han sido previamente descritas en detalle por Vargas y Cuevas (2009). En términos generales, para correr el modelo es necesario especificar valores de base para distintas variables de entrada relacionadas con aspectos tales como: escala de producción, rendimiento productivo, manejo nutricional, reproductivo y sanitario y variables de tipo socioeconómico. Estas variables de entrada se especifican mediante el uso de distribuciones estocásticas de probabilidad. Las relaciones existentes entre las distintas variables de entrada se expresan de dos maneras distintas, ya sea mediante fórmulas matemáticas explícitas, por ejemplo, un modelo empírico de curva de lactancia; o mediante la simulación de correlaciones lineales.

En función de los parámetros de entrada y sus interrelaciones, el modelo utiliza una estrategia de muestreo de Hipercubo Latino (Palisade Corporation 2009b) mediante la cual se generan n iteraciones; cada una de ellas, refleja un posible escenario de producción, descrito por una serie de variables de salida que miden el flujo de productos (animales, leche o carne) o dinero (ingresos, costos), por periodos de un año calendario, descritos en términos de una vaca promedio o agregados a nivel de hato. El número de iteraciones utilizado fue de 10 000, con el cual se obtuvieron distribuciones de probabilidad uniformes para todas las variables de entrada.

Variables de entrada iguales entre alternativas

El modelo representa un hato base con un sistema de producción de lechería especializada en la zona de vida Bosque Muy Húmedo Premontano, la cual abarca una franja altitudinal entre los 1000 y 2000 msnm, con temperaturas que oscilan entre los 18 y 24°C y niveles de precipitación entre los 3000 y 4000 mm anuales (Holdridge 1987). Bajo un sistema de crianza artificial de terneras, dos ordeños diarios, inseminación artificial y un sistema de alimentación basado en pastoreo rotacional de kikuyu (*Pennisetum clandestinum*) con suplemento de alimento balanceado y subproductos agrícolas, antes y durante los ordeños.

Con base en el objetivo del presente estudio y a la información disponible, la estrategia de modelación asumió algunas de las variables de entrada como iguales para las tres alternativas comparadas, mientras que otras se asumieron diferentes. En el Cuadro 1 se detallan las variables que fueron comunes entre las alternativas comparadas; estas variables se refieren a características generales del hato, forma de suministro del alimento balanceado, calidad de leche y variables de tipo económico. Los valores de base asumidos para variables económicas fueron especificados de acuerdo con las condiciones imperantes al momento del estudio, mientras que las variables relacionadas con el hato fueron especificadas de forma parcial con base en los índices técnicos calculados sobre una población de más de 1300 fincas lecheras con un promedio de 51,4±39,6 vacas en producción por hato (Cooperativa Dos Pinos 2007)³.

Se asumió un tamaño de finca de 35±5 hectáreas con un total de 80±10 vacas adultas. La distancia promedio de la finca a los centros de acopio para la entrega de leche fue de 25±5 km. La eficiencia de la mano de obra se especificó en términos de número de animales por peón, con base en relaciones reales observadas a nivel de finca.

En relación a la alimentación, se asumió un suministro de concentrado con base en una de las prácticas más comunes identificadas en fincas de la región bajo estudio (Herrero *et al.* 1999). De acuerdo con esta práctica, el alimento balanceado se suministra en función de la producción en relaciones kg leche/kg alimento de 2:1, 3:1 y 4:1 en las etapas 0-100 d, 100-200 d y 200 d-final de lactancia, respectivamente. El consumo durante el periodo seco se asumió fijo en 2 kg. El consumo en la etapa de crianza se consideró como fijo y se utilizó para la estimación de los costos de esta.

Los parámetros de calidad de leche, tales como recuento de células somáticas y recuento bacteriano se especificaron con base en promedios anuales observados en hatos locales. Asimismo, se asumió una incidencia de mastitis del orden del 15±3%, debido a que no existe un parámetro confiable de referencia al respecto.

Entre las variables de entrada relacionadas al componente económico, se consideraron los precios de insumos tales como alimentos balanceados, fertilizantes, costos de transporte de leche y de mano de obra. Para los precios de los alimentos balanceados y fertilizantes se utilizaron los valores observados al momento del estudio (León 2008). Para la estimación de

³ Cooperativa Dos Pinos. 2007. Base de datos, censo técnico económico de fincas lecheras. Comunicación personal.

Cuadro 1. Valores de base y desviaciones estándares para las variables de entrada asumidas iguales entre los grupos raciales Holstein, Jersey y F1 (Holstein×Jersey) en la zona Bosque Muy Húmedo Premontano, Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| VARIABLES DE ENTRADA | UNIDAD | VALOR BASE | DESVIACIÓN ESTÁNDAR |
|--|-------------------|-------------------|----------------------------|
| <i>Generales</i> | | | |
| Área de pastoreo | ha | 35 | 5 |
| Tamaño del hato (vacas adultas) | n | 80 | 10 |
| Distancia al centro de acopio | km | 25 | 5 |
| Relación vacas adultas /vaquero ordeño | razón | 30 | 4 |
| Relación terneras /vaquero crianza | razón | 30 | 4 |
| <i>Suministro de alimento balanceado</i> | | | |
| 0-100 días de lactancia | kg leche/kg conc. | 2 | fijo |
| 100-200 días de lactancia | kg leche/kg conc. | 3 | fijo |
| 200 días a final de lactancia | kg leche/kg conc. | 4 | fijo |
| Período seco | kg conc | 2 | fijo |
| <i>Calidad de la leche</i> | | | |
| Recuento células somáticas | CS/ml | 362 000 | 10 000 |
| Recuento bacterial | UFC/ml | 33 500 | 5000 |
| Contenido de lactosa+minerales | % | 5,45 | fijo |
| Incidencia mastitis clínica | % | 15 | 3 |
| <i>Parámetros económicos</i> | | | |
| Salario mínimo peón calificado | US\$/jornal | 16,96 | 2 |
| Salario mínimo peón no calificado | US\$/jornal | 15,28 | 2 |
| Precio kg grasa o proteína | US\$/kg | 4,60 | 0,026 |
| Precio lactosa + minerales | US\$/kg | 3,74 | 0,021 |
| Precio carne canal (desecho) | US\$/kg | 2,43 | 0,02 |
| Bonificación (% sobre precio base) | % | 3,0 | 1,0 |
| Costo transporte (por 50 kg leche) | US\$/km | 0,31 | 0,10 |
| Precio alimento balanceado producción | US\$/kg | 0,39 | 0,02 |
| Precio alimento balanceado desarrollo | US\$/kg | 0,40 | 0,02 |
| Costo por administración | US\$/finca/año | 10000 | 500 |
| Precio fertilizante 1 (10-30-10) | US\$/kg | 0,72 | 0,05 |
| Precio fertilizante 2 (urea) | US\$/kg | 0,66 | 0,05 |

costos de transporte de leche, no se encontraron datos precisos a nivel local, por lo que se utilizó como base el método de cálculo utilizado por Freije (2011) obteniéndose un costo de \$0,31±0,10 por cada 50 kg de leche transportada por cada km de distancia recorrido.

De la misma manera, se contemplaron precios de los principales productos de la finca, tales como los sólidos de la leche y venta de animales de desecho, con su correspondiente variabilidad. Los precios de pago para los sólidos de la leche, lactosa+minerales y porcentaje de

bonificación según calidad de la leche fueron tomados de las condiciones imperantes al momento del estudio (González 2010). Los salarios de peón calificado y no calificado fueron obtenidos de la lista de salarios mínimos para el sector privado (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social 2011). En cuanto a costos de administración, se asumió un costo anual de \$10000 por este concepto, igual para las tres alternativas.

Variables de entrada diferentes entre alternativas

Las variables con valores de base diferentes entre alternativas fueron principalmente los rasgos biológicos, cuyo efecto agregado se desea analizar y para las cuales existe información confiable a nivel de cada tipo racial comparado (Cuadro 2).

Los promedios de rendimiento fueron obtenidos con base en los reales observados en las explotaciones. Para efectos de simplificación del modelo, las desviaciones estándar de cada rasgo fueron asumidas iguales para los tres grupos raciales comparados.

En términos reproductivos, se asumieron diferencias en los parámetros de días abiertos y en las tasas de descarte involuntario de vacas adultas. Las diferencias en días abiertos corresponden a las diferencias reales observadas en la población bajo análisis. Las diferencias en la tasa de descarte involuntario se especificaron de manera que la vida productiva esperada resultante concordara con los valores calculados previamente en la población (Cedeño y Vargas 2004).

Para representar el proceso de crecimiento se utilizó la función de Gompertz $W_t = ae^{-be^{-ct}}$ (Gompertz 1825), donde W es el peso corporal estimado a edad t , a es un valor asintótico que se interpreta como el peso adulto; b es una constante de integración y c está relacionado con la pendiente de la curva y por tanto con la tasa de crecimiento. Los parámetros a , b y c fueron estimados mediante procedimientos de regresión no lineal aplicados a datos de peso corporal obtenidos del hato base, utilizando el programa estadístico SAS (SAS Inst. Inc. 2009). Este modelo ha sido utilizado previamente con éxito, para tipificar el crecimiento de

Cuadro 2. Promedios de base y desviaciones estándares de las variables de entrada asumidas diferentes entre los grupos raciales Holstein, Jersey y F1 (Holstein×Jersey) en la zona Bosque Muy Húmedo Premontano. Periodo 2005-2011, Costa Rica.

| Variables de Entrada | Unidad | Holstein (H) | F1 (H×J) | Jersey (J) | Desviación estándar |
|----------------------------------|-----------|--------------|----------|------------|----------------------|
| <i>Reproducción</i> | | | | | |
| Tasa descarte involuntario vacas | % | 23,0 | 18,0 | 18,0 | 2,0 |
| Días abiertos | d | 150 | 138 | 137 | Extremo ¹ |
| <i>Crecimiento</i> | | | | | |
| a (Gompertz) | parámetro | 587 | 526 | 444 | 10 |
| b (Gompertz) | parámetro | 0,810 | 0,916 | 0,889 | 0,05 |
| c (Gompertz) | parámetro | 0,0700 | 0,0810 | 0,0775 | 0,005 |
| Peso a primera inseminación | kg | 352 | 315 | 267 | 10 |
| <i>Lactancia</i> | | | | | |
| a (Wood) | parámetro | 21,634 | 20,526 | 16,881 | 4,50 |
| b (Wood) | parámetro | 0,198 | 0,197 | 0,192 | 0,00504 |
| c (Wood) | parámetro | 0,049 | 0,057 | 0,055 | 0,00077 |
| Duración de la lactancia | d | 319 | 312 | 306 | 40 |
| Contenido de grasa en leche | % | 3,21 | 4,32 | 4,37 | 0,65 |
| Contenido de proteína en leche | % | 3,19 | 3,50 | 3,55 | 0,28 |

¹ Distribución de valor extremo con escala: 128 (Holstein), 116 (F1 Holstein×Jersey) y 115 (Jersey); forma=38 con un valor mínimo de 20.

razas bovinas lecheras a nivel local (Vargas y Ulloa 2008).

Para representar la producción de leche de los animales se utilizó una función gama incompleta, mejor conocida como el modelo de Wood (1967). Este modelo consta de tres parámetros que describen el patrón de producción de leche durante la lactancia. El parámetro a se relacionó con el nivel de producción, mientras que los b y c definieron el nivel de inclinación de la curva durante las fases ascendente y descendente, respectivamente. En el modelo, los valores de base para los parámetros a, b, c fueron obtenidos mediante procedimientos de regresión no lineal aplicados a promedios de producción diaria observados en cada grupo racial dentro de la zona analizada, utilizando el procedimiento NLIN del programa SAS (SAS Inst. Inc. 2009). El modelo Wood también se ha utilizado previamente con éxito, para tipificar las curvas de lactancia de razas bovinas lecheras a nivel local (Vargas y Ulloa 2008).

Otros parámetros relacionados con composición de la leche (grasa y proteína) y longitud de la lactancia

fueron también asumidos con base en valores obtenidos de la población analizada.

Variables correlacionadas

Para efectos de una mejor aproximación a la realidad, en el modelo se asumen correlaciones entre las distribuciones de probabilidad de tres variables productivas, dos reproductivas y cinco económicas (Cuadros 3, 4 y 5). Estas correlaciones fueron idénticas para las tres alternativas comparadas y son necesarias, ya que de lo contrario, los escenarios de producción obtenidos durante el proceso de muestreo podrían presentar inconsistencias graves.

En el caso de parámetros biológicos, las correlaciones se especificaron con base en valores reales calculados sobre los datos disponibles. Así por ejemplo, las correlaciones entre parámetros de la curva de lactancia y de crecimiento fueron obtenidas durante el procedimiento de ajuste de las funciones Wood y Gompertz a los datos reales (Cuadros 3 y 4).

Cuadro 3. Matriz de correlaciones entre los parámetros de la curva de lactancia según el modelo de Wood (A_w , B_w , C_w) los componentes de la leche y días abiertos. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| | A_w | B_w | C_w | Porcentaje de grasa | Porcentaje de proteína | Días abiertos |
|------------------------|-------|-------|-------|---------------------|------------------------|---------------|
| A_w | 1,00 | | | | | |
| B_w | -0,65 | 1,00 | | | | |
| C_w | -0,36 | 0,83 | 1,00 | | | |
| Porcentaje de grasa | -0,37 | 0 | 0 | 1,00 | | |
| Porcentaje de proteína | -0,19 | 0 | 0 | 0,79 | 1,00 | |
| Días abiertos | 0,24 | 0 | 0 | 0,24 | 0,24 | 1,00 |

Cuadro 4. Matriz de correlaciones entre los parámetros de la curva de crecimiento según el modelo Gompertz (A_G, B_G, C_G), el costo del reemplazo y el peso a la primera inseminación. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| | A_G | B_G | C_G | Costo de reemplazos | Peso primera inseminación |
|------------------------|-------|-------|-------|---------------------|---------------------------|
| A_G | 1,00 | | | | |
| B_G | -0,40 | 1,00 | | | |
| C_G | -0,80 | 0,75 | 1,00 | | |
| Costo reemplazos | 0,25 | -0,70 | -0,75 | 1,00 | |
| Peso 1era Inseminación | 0,60 | -0,20 | -0,40 | -0,20 | 1,00 |

Cuadro 5. Matriz de correlaciones entre el costo de administración, tamaño del hato, área de pasto y la aplicación de fertilizantes. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| | Costo Administ. | Vacas adultas | Área de pasto | Aplicación fert. 10-30-10 | Aplicación fert. urea |
|-------------------------|--------------------|------------------|------------------|------------------------------|--------------------------|
| Costo de administración | 1,00 | | | | |
| Tamaño del hato | 0,45 | 1,00 | | | |
| Área de pastoreo | 0,45 | 0,45 | 1,00 | | |
| Aplicación 10-30-10 | 0,15 | 0,45 | -0,45 | 1,00 | |
| Aplicación urea | 0,15 | 0,45 | -0,45 | 0,54 | 1,00 |

En otros casos (Cuadro 5), no existen datos sobre los cuales se puedan calcular estas correlaciones y la evidencia de interdependencia es principalmente empírica, por lo que estas debieron especificarse con base al criterio de los autores, previa revisión de la consistencia de la matriz. Siguiendo el mismo criterio se especificaron también correlaciones entre algunos precios de insumos y productos, por ejemplo, entre el costo del alimento balanceado y el costo fijo de la vaca adulta ($r=0,75$), entre los precios de los kg de grasa o proteína con precio lactosa + minerales ($r=0,90$). También se asumió una correlación de $r=0,37$ entre el recuento de células somáticas y el recuento bacterial, además de una correlación alta negativa de $r=-0,78$ entre incidencia clínica de mastitis y bonificación sobre el precio de calidad de la leche.

Análisis de sensibilidad

Se realizó un análisis de sensibilidad con el fin de evaluar el efecto relativo de las variables de entrada sobre la variable de salida *Beneficio/Costo* (B/C). Este análisis cuantifica la asociación entre las distintas variables de entrada y una específica de salida en términos de magnitud y sentido (positivo o negativo), lo cual se representa en un gráfico de tornado con un despliegue jerárquico de las variables de entrada según importancia relativa (Palisade Corporation 2009b). La variable de salida seleccionada para este análisis fue la relación beneficio/costo (B/C), por considerar que es la que mejor refleja los beneficios bioeconómicos de una determinada alternativa de producción. En el gráfico de tornado, los valores comparados corresponden al coeficiente de la regresión parcial de cada variable de entrada, expresada en unidades estandarizadas, sobre la variable de salida

B/C. Estos coeficientes se interpretan como el cambio esperado en B/C por cada incremento de una desviación estándar en la variable de entrada respectiva.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Parámetros de eficiencia técnica

En los parámetros de entrada (Cuadro 2) la raza Holstein fue definida con una mayor longitud de días abiertos y mayor tasa de descarte involuntario de vacas adultas. Estos tienen un impacto desfavorable sobre varios parámetros de salida del modelo, tales como el número de vacas lactantes y disponibles para descarte voluntario o el número de novillas disponibles para reemplazo o venta (Cuadro 6). Las diferencias en la tasa de reemplazo no se evidenciaron, ya que bajo los parámetros promedio de rendimiento definidos para las tres alternativas, es posible producir el número requerido de novillas para reponer el hato en producción. Sin embargo, el menor rendimiento reproductivo de la raza Holstein se ve reflejado en un margen de maniobra más reducido para la selección de hembras, novillas o vacas adultas, dentro del hato.

En promedio, los grupos F1 y Jersey exceden por más de seis novillas el requerimiento para reposición del hato, en comparación con el grupo Holstein que solamente tendría una novilla en exceso. Cabe aclarar que las desviaciones estándar de los parámetros de salida son altos, lo que generó coeficientes de variación sobre el 15% para la mayoría de estos. Esto se confirma con los datos reales, ya que las diferencias en rendimiento reproductivo dentro de raza superan las observadas entre distintas razas.

Cuadro 6. Promedios y desviaciones estándar de las principales variables de eficiencia técnica resultantes de la simulación estocástica. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| Variable de Salida | Unidad | Holstein | | F1 HxJ | | Jersey | |
|----------------------------------|-------------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|
| | | \bar{X} | D.E. | \bar{X} | D.E. | \bar{X} | D.E. |
| Total de vacas lactantes | n | 60 | 7,7 | 64 | 8,2 | 64 | 8,2 |
| Novillas reemplazo disponibles | n | 20,4 | 2,8 | 22,9 | 3,1 | 22,5 | 3,1 |
| Vacas descarte involuntario | n | 20,0 | 3,0 | 16,0 | 2,6 | 16,0 | 2,6 |
| Novillas en exceso | n | 1,2 | 1,6 | 6,9 | 2,6 | 6,5 | 2,6 |
| Novillas vendidas | n | 0,6 | 1,1 | 3,5 | 2,9 | 3,3 | 2,8 |
| Vacas descarte voluntario | n | 0,6 | 1,0 | 3,4 | 2,9 | 3,2 | 2,8 |
| Vacas descarte total | n | 19,8 | 2,7 | 19,4 | 3,6 | 19,2 | 3,6 |
| Tasa de reemplazo | % | 24,7 | 1,4 | 24,3 | 3,4 | 24,0 | 3,2 |
| Edad a primera inseminación | mes | 21,2 | 1,1 | 19,6 | 0,9 | 20,2 | 0,9 |
| Ganan. peso nacim-1r servicio | kg/d | 0,55 | 0,02 | 0,53 | 0,02 | 0,44 | 0,01 |
| Edad primer parto | meses | 31,1 | 1,3 | 29,5 | 1,1 | 30,1 | 1,2 |
| Vida productiva | meses | 48,7 | 2,7 | 50,4 | 7,5 | 50,9 | 7,4 |
| Producción de leche | kg/vaca/año | 5268 | 1187 | 4812 | 1067 | 3855 | 1 059 |
| Periodo seco | días | 115,1 | 61,3 | 109,3 | 57,2 | 113,6 | 58,8 |
| Reducción por mastitis | kg | 74,1 | 30,0 | 66,1 | 28,1 | 54,8 | 24,6 |
| Producción leche por día de vida | kg/vaca | 8,80 | 1,99 | 8,27 | 1,89 | 6,61 | 1,85 |
| Producción de grasa | kg/vaca/año | 165,2 | 33,6 | 203,6 | 40,8 | 164,8 | 41,8 |
| Producción de proteína | kg/vaca/año | 164,9 | 36,3 | 165,3 | 35,5 | 134,2 | 35,7 |
| Prod. lactosa+minerales | kg/vaca/año | 243,9 | 66,8 | 229,5 | 61,3 | 184,2 | 57,8 |
| Prod. sólidos vaca lactante | kg/vaca/año | 574,1 | 130 | 598,3 | 132 | 483,2 | 131 |
| Prod. sólidos ható | kg/ható/año | 34458 | 9086 | 38320 | 9921 | 30938 | 9394 |
| Prod. sólidos hectárea total | kg/ha/año | 997 | 272 | 1109 | 299 | 896 | 281 |
| Prod. sólidos hectárea produc. | kg/ha/año | 1496 | 408 | 1663 | 449 | 1343 | 421 |
| Prod. carne canal | kg/ható/año | 5569 | 755 | 4902 | 9168 | 4101 | 762 |
| Consumo alimento balanceado | kg/ható/año | 127 393 | 29 147 | 123 636 | 29 320 | 104 743 | 27 609 |

\bar{X} = promedio, D.E= Desviación estándar.

Otra desventaja de la raza Holstein, de acuerdo a los resultados de la simulación, es su mayor edad a primer servicio y consecuentemente al primer parto (Cuadro 6). El promedio de edad a primer parto del grupo Holstein superó por 1,5 meses a la F1 y por 2 meses a Jersey; estas diferencias son similares a las descritas en un estudio previo (Bolívar *et al.* 2009). También se observaron diferencias en la vida productiva, donde los grupos F1 y Jersey presentan 1,8 y 2,4 meses más que la Holstein.

El mejor rendimiento reproductivo de la raza Jersey en comparación con la Holstein, tanto en

edad a primer parto como en días abiertos, ha sido reportado por varios estudios previos a nivel local (Cedeño y Vargas 2004, Vargas y Ulloa 2008). Para ambos rasgos se han informado efectos significativos debido a la heterosis (Vargas y Romero 2010). Otro estudio realizado bajo condiciones experimentales también reportó superioridad significativa del grupo Jersey×Holstein sobre la raza Holstein para variables de tasa de concepción y días abiertos (Heins *et al.* 2008).

En términos de producción, se observan diferencias importantes entre los tres grupos comparados (Cuadro 6). Inicialmente se observó una superioridad

marcada de la raza Holstein en cuanto a producción de leche por vaca por año, donde la diferencia se calculó en 1393 kg con respecto a la Jersey y de 448 kg con respecto a la F1. Esta superioridad se mantuvo al calcular la producción por día de vida, donde la Holstein presentó una ventaja de 2,19 kg sobre Jersey y 0,53 kg sobre F1. Por el contrario, la comparación en términos de producción de sólidos lácteos por vaca por año calendario varía, ya que F1 superó por 24 kg a la Holstein y 115 kg a la Jersey, esto debido a su mayor porcentaje de grasa en leche y producción láctea (Cuadro 6). De igual manera, en un estudio realizado en Nueva Zelanda, se reportó una ventaja de la Holstein en producción de leche por vaca de 696 kg/año sobre Jersey y 241 kg/año sobre la F1 (López-Villalobos *et al.* 2000); en dicho estudio, se describe la superioridad de la F1 (Holstein×Jersey) en producción de grasa por vaca de 2 y 9 kg/año con respecto a Holstein y Jersey, respectivamente. En otro estudio comparativo en condiciones controladas bajo pastoreo con suplemento fijo de alimento balanceado, se informa una mayor producción de sólidos en el grupo F1 (1,41 kg/día) sobre la Holstein (1,33 kg/día) y Jersey (1,28 kg/día) (Prendiville *et al.* 2009).

En términos agregados, para un hato base con 80 vacas adultas, la superioridad de la F1 en producción anual de sólidos lácteos con respecto a Holstein sería de 3847 kg y 7366 kg sobre Jersey (Cuadro 6). Según el modelo habría 64 vacas lactantes en promedio para Jersey y la F1, mientras que para Holstein serían solo 60. La superioridad del F1 con respecto a la Holstein, se explicaría entonces con base en el mayor rendimiento reproductivo, reflejado en una mayor cantidad de vacas lactantes, aunado a la mejor composición de la leche, en términos de porcentaje de grasa. Por otro lado, la superioridad del F1 con respecto a la Jersey, radica en una mayor producción de leche, puesto que en términos reproductivos y en composición láctea los dos grupos se comportan de manera similar. Cabe notar además, que el hato Holstein mantiene una importante diferencia de 3520 kg de sólidos sobre el hato Jersey, debido a que sus niveles de producción láctea, lo que compensarían su inferioridad, en términos reproductivos, respecto a Jersey.

Al igual que sucede con la producción a nivel de hato, la superioridad de la F1 también se mostró en la producción de sólidos en leche (grasa y proteína) por hectárea, donde la F1 sobrepasó por 168 kg a Holstein

y por 320 kg a Jersey. Un estudio indica que la F1 supera en producción de grasa y proteína en 54 kg por hectárea por año a Holstein, pero el hato Jersey mantuvo una ligera superioridad sobre la F1 de 8 kg (López-Villalobos *et al.* 2000).

Otros dos parámetros técnicos obtenidos por el modelo son, la producción de carne en canal y el consumo de alimento balanceado. Estos dos parámetros son importantes por su impacto en los ingresos y costos, respectivamente. El modelo estimó que el hato Holstein produciría 667 kg más de carne en canal por año en comparación con el F1 y 1469 kg en relación con el hato Jersey. En este caso, la mayor envergadura de la raza Holstein predomina sobre la mayor tasa reproductiva de los otros dos grupos.

Por otro lado, de acuerdo con el modelo, el requerimiento anual de concentrado de un hato Holstein superaría por 3757 kg al F1 y por 22650 kg al Jersey. Esta diferencia está en función de la forma asumida para el suministro de concentrado, basado en relaciones fijas de concentrado por litro de leche producido, lo cual impondría un mayor uso a la raza con mayor producción.

Parámetros de eficiencia económica

La proporción de ingresos por venta de sólidos grasos es superior para Jersey y F1, en comparación con Holstein, mientras que sucede lo contrario para sólidos no grasos (Figura 1). La Holstein presenta también una mayor proporción de ingresos por venta de carne en canal. Los porcentajes en los ingresos por venta de carne en canal, fueron iguales entre la F1 y Jersey; pero la F1 superó levemente el porcentaje en el ingreso por lactosa+minerales a Jersey. Asimismo, la proporción de ingresos por venta de reemplazos fue mayor en F1 y Jersey, en comparación a Holstein, que fue casi inexistente por las razones descritas anteriormente.

En cuanto a la estructura de costos, se observó que el hato Holstein presentó mayores porcentajes en el rubro de alimentación de vacas (alimentos balanceados y suplementación), en comparación con los hatos Jersey y F1. Por el contrario, el Jersey presentó mayor costo en la crianza de reemplazos y otros por vaca (mano de obra, reproducción, salud, mantenimiento de instalaciones, equipo y potreros). Los costos administrativos, como se detalló anteriormente, fueron asumidos iguales entre las tres alternativas.

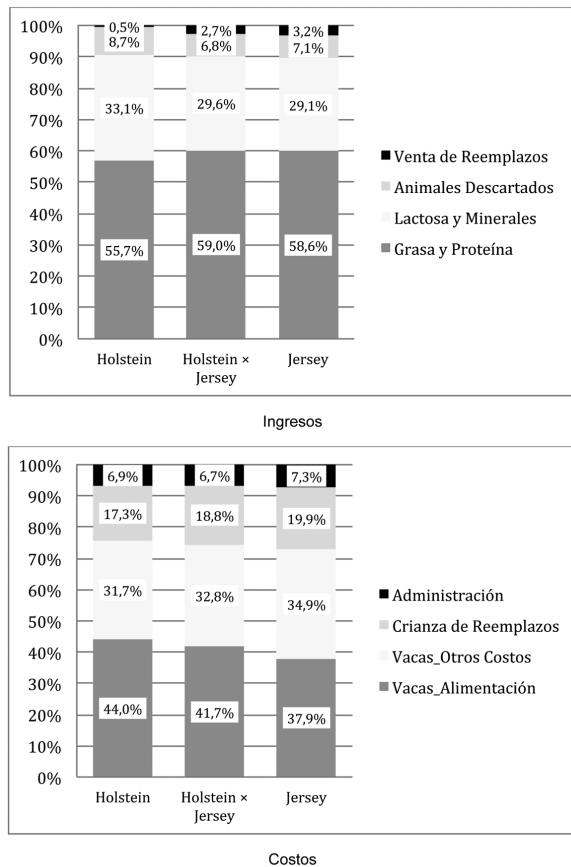


Figura 1. Distribución porcentual de los ingresos y costos anuales del hato para los grupos raciales Holstein, Jersey y F1 (Holstein x Jersey) de la zona Bosque Muy Húmedo Premontano, Costa Rica. Periodo 2005-2011.

Los parámetros de eficiencia económica estimados por el modelo de simulación estocástica, se muestran en el Cuadro 7. El ingreso anual para el hato F1 fue superior por US\$20644 a Holstein y por US\$34434 a Jersey. Este mayor ingreso se debió a la mayor producción de grasa y proteína en la leche de la F1, que superó por US\$17439 y US\$20811 a las razas puras Holstein y Jersey, respectivamente. La F1 aventajó a la Holstein y a la Jersey por \$US227 y US\$10882, respectivamente, por concepto de pago por lactosa. En ingresos por producción de carne en canal, el hato Holstein excedió al F1 por US\$1690 y al Jersey por US\$3493, mientras que por concepto de venta de reemplazos el hato F1 superó por US\$4143 a Holstein y US\$227 a Jersey.

En Nueva Zelanda se reportó, que los hatos con cruces rotacionales Holstein x Jersey superan en ingreso neto por vaca por año a los hatos con razas puras Holstein y Jersey por US\$16 y US\$24, respectivamente (López-Villalobos *et al.* 2000). En otro estudio en Norte América se determinó que el cruce Holstein x Jersey presenta un mayor mérito neto que las razas puras Holstein y Jersey, siempre y cuando el sistema de pago de la leche favorezca la producción de grasa y proteína (Van Raden y Sanders 2003). En Colombia, se encontró mayor rendimiento económico de F1 con respecto a Holstein, pero menor en comparación con la Jersey (Echeverri *et al.* 2011), con mejores resultados para el grupo con proporción racial 75% Jersey.

El modelo estimó el costo anual de producción por hato por año calendario, donde la F1 superó por US\$3697 a Holstein y por US\$10848 a Jersey (Cuadro 7). El hato Holstein incurre en mayores gastos en la alimentación, por los mayores consumos de alimento balanceado, donde supera en US\$1963 a la F1 y en US\$11779 al Jersey. Por el contrario, el hato F1 presenta mayores costos fijos, en comparación a Holstein (US\$ 2769) y a Jersey (US\$ 551). La F1, también mostró mayores gastos en la crianza de reemplazos que Holstein (US\$ 2893) y que Jersey (US\$ 487). El mayor costo para la F1 en estos casos, se debe a la mayor cantidad de animales en cada etapa, por su mejor rendimiento reproductivo.

En comparación a los resultados obtenidos por López-Villalobos *et al.* (2000), el hato Jersey tuvo menores costos por vaca por año (US\$663) en comparación con el hato Holstein (US\$734), mientras que el costo en el hato con cruce rotacional (US\$694) fue intermedio con respecto a las razas puras; en este mismo estudio, al realizar el cálculo del costo por hectárea por año, el hato Jersey superó al Holstein, debido a diferencias en carga animal. A pesar de la diferencia en estrategias de simulación e índices comparados, el estudio de López-Villalobos *et al.* (2000) también sugiere que la práctica del cruzamiento puede aumentar los ingresos netos en los hatos lecheros.

Con respecto al indicador de margen bruto, la F1 mostró una superioridad de US\$16946 y US\$23586 por hato por año con respecto a las razas puras Holstein y Jersey, respectivamente (Cuadro 7). Sin embargo es importante señalar que este indicador presentó desviaciones estándares muy altas, incluso superiores a la media. De igual modo, en el indicador de relación beneficio/costo (Figura 2), la F1 mostró una superioridad

Cuadro 7. Promedios y desviaciones estándar de los principales parámetros de eficiencia económica, resultantes de la simulación estocástica para los grupos raciales Holstein, Jersey y F1 (Holstein×Jersey), de la zona Bosque Muy Húmedo Premontano. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

| | Unidad | Holstein | | Holstein×Jersey | | Jersey | |
|---------------------------------|---------|-----------|--------|-----------------|--------|-----------|--------|
| | | \bar{X} | D.E. | \bar{X} | D.E. | \bar{X} | D.E. |
| Ingresos anual (I) | \$/hato | 163 574 | 39994 | 184 218 | 44286 | 149 784 | 41 790 |
| Grasa y proteína | \$/hato | 91 163 | - | 108 603 | - | 87 791 | - |
| Lactosa y minerales | \$/hato | 54 211 | - | 54 439 | - | 43 556 | - |
| Animales descartados | \$/hato | 14 189 | - | 12 499 | - | 10 696 | - |
| Venta de reemplazos | \$/hato | 848 | - | 4991 | - | 4763 | - |
| Costos anual (C) | \$/hato | 147 996 | 22601 | 151 694 | 23173 | 140 846 | 21 812 |
| Vacas_alimentación | \$/hato | 65 177 | - | 63 214 | - | 53 398 | - |
| Vacas_otros costos | \$/hato | 46 945 | - | 49 714 | - | 49 163 | - |
| Crianza de reemplazos | \$/hato | 25 664 | - | 28 557 | - | 28 070 | - |
| Administración | \$/hato | 10 210 | - | 10 208 | - | 10 214 | - |
| Índices | | | | | | | |
| Margen bruto (I-C) I | \$/hato | 15 578 | 24 089 | 32 524 | 26 556 | 8938 | 26 241 |
| Relación beneficio/costo B/C | Razón | 1,10 | 0,16 | 1,20 | 0,16 | 1,05 | 0,18 |
| Costo de producción de leche | \$/kg | 0,49 | 0,09 | 0,52 | 0,09 | 0,62 | 0,15 |
| Costo de crianza reemplazos | \$/Vaca | 1182 | 73 | 1173 | 72 | 1172 | 72 |
| Costo operativo por vaca adulta | \$/Vaca | 1876 | 232 | 1771 | 222 | 1610 | 217 |

\bar{X} = promedio, D.E.= Desviación estándar.

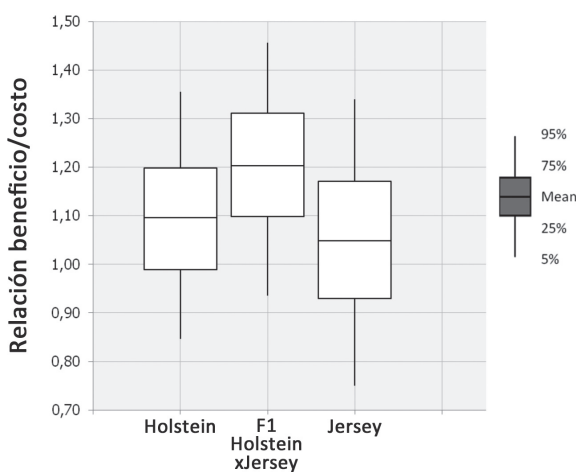


Figura 2. Relación beneficio/costo de las alternativas comparadas (Holstein, F1 Holstein×Jersey y Jersey) en la zona Bosque Muy Húmedo Premontano. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

de 0,10 con respecto a Holstein y 0,15 puntos con respecto a Jersey. Nuevamente, se observó una alta variabilidad dentro de cada raza para este parámetro.

Con base en el beneficio/costo estimado para las tres alternativas, el porcentaje de heterosis exhibido para este rasgo en el cruce Holstein×Jersey se estimó en 9%; este valor es más alto que el 7,9% obtenido por Vargas y Romero (2010) para producción de leche por día de vida. Otra diferencia importante fue que la producción por día de vida, calculada en dicho estudio, era mayor para Holstein, mientras que el beneficio/costo obtenido del presente modelo bioeconómico fue más alto para el F1. Es de esperar, que el beneficio/costo obtenido en este estudio, por provenir de un modelo más complejo e integral, refleje de manera más precisa las verdaderas diferencias bioeconómicas entre las razas comparadas. También, se han reportado niveles de heterosis de al menos 10% para ganancia neta

(Sorensen *et al.* 2008), debidos a incrementos en vida productiva y rasgos funcionales, de manera similar a lo obtenido en el presente estudio.

El modelo también permitió estimar también costos de producción por kilogramo de leche (Cuadro 7), donde el hato Jersey presentó el costo más alto (US\$/kg 0,62), seguido por la F1 (US\$/kg 0,52) y Holstein (US\$/kg 0,49). Estos costos parecen altos si se comparan con el precio promedio de \$0,53 por kg de leche pagado a nivel local (González 2010). Sin embargo, en un estudio realizado en seis fincas lecheras, se calculó los costos por litro de leche entre \$0,40 y \$0,58 (León 2008); además, se concluyó que el costo de producción varía en función del nivel de manejo y las condiciones específicas de cada hato, o inclusive en distintas épocas durante un mismo año. Otro estudio, reportó un costo promedio de \$0,50 por kg leche (González 2010). Con base en estos estudios, es evidente que los costos de producción de estos sistemas son altos y los márgenes de rentabilidad por litro de leche son bajos. Su sostenibilidad parece depender en gran parte de la escala de producción y de otros ingresos adicionales aparte de la leche (p.e venta de animales de cría o desecho).

Es posible también, que las relaciones de alimento balanceado asumidas en el presente modelo de

simulación sobreestimen lo que ocurre en la realidad. De acuerdo con el modelo, el costo por alimentación representa un 59% de la inversión operativa por vaca adulta, mientras que un estudio sobre hatos reales, se determinó que el costo por alimentación representó el 52% en el hato lechero (González 2010).

En el modelo, se estimó el costo de crianza de reemplazos y el operativo anual por vaca adulta (Cuadro 7); en el costo de crianza no se observaron mayores diferencias entre los tres grupos comparados, mientras que en el costo operativo por vaca adulta la Holstein presenta una superioridad de US\$104 y \$267 sobre la F1 y Jersey, respectivamente. Esta diferencia está en función del mayor gasto por alimentación incurrido en la Holstein, de acuerdo a las relaciones leche: alimento balanceado asumidas en el presente modelo.

Análisis de sensibilidad

Indistintamente de la alternativa, las variables con mayor efecto positivo sobre B/C fueron el nivel de producción, la duración de la lactancia, el tamaño del hato y los contenidos de grasa y proteína (Figura 3). A mayor producción y mejor calidad de leche, mejor estimado de B/C. La relación con el tamaño del hato

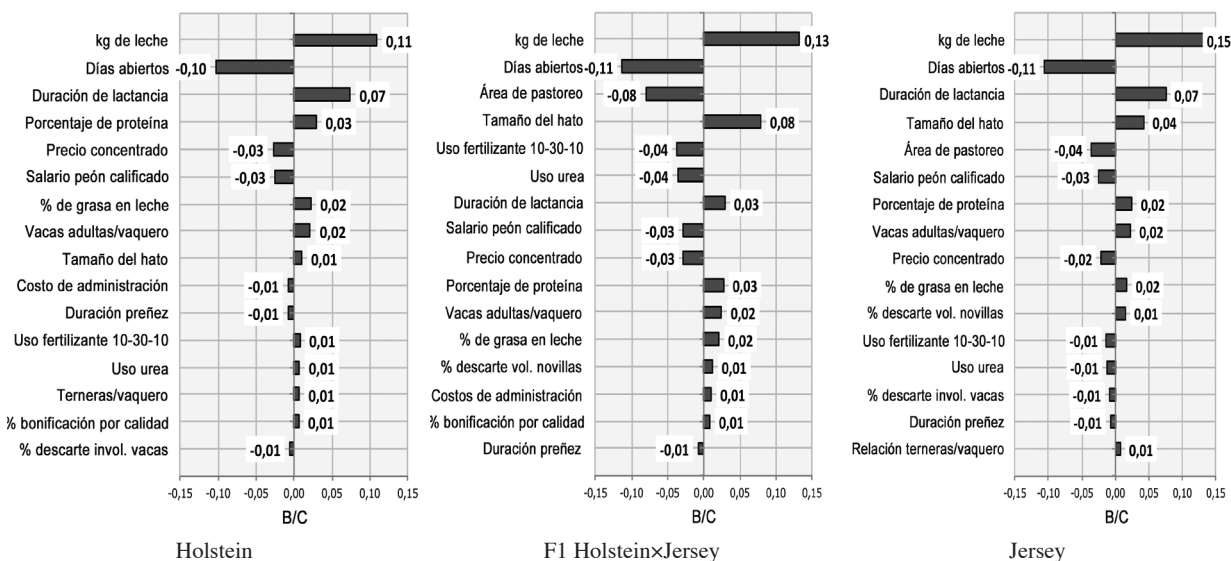


Figura 3. Coeficientes estandarizados de regresión parcial entre variables de entrada de efecto significativo y relación beneficio/costo para los grupos raciales Holstein, Jersey y F1 Holstein x Jersey en la zona Bosque Muy Húmedo Premontano. Costa Rica. Periodo 2005-2011.

reflejó un efecto de escala (Figura 3), ya que algunos costos fijos tienden a diluirse conforme aumenta el número de vacas en producción (León 2008). Otra variable con asociación positiva aunque de menor magnitud, fue la relación de vacas adultas por vaquero ordeñador, siendo que, a mayor eficiencia de la mano de obra, mejor estimado de B/C.

Por otro lado, las variables de entrada con mayor efecto negativo sobre B/C, indistintamente de la alternativa, fueron los días abiertos, el precio por kg de concentrado y el salario del peón calificado (Figura 3). El aumento en días abiertos se refleja como una disminución en los días productivos por vaca y en la producción de leche anualizada. El precio del alimento balanceado y el salario tienen un impacto directo sobre los costos de alimentación y mano de obra, respectivamente.

También se observaron diferencias entre las alternativas comparadas (Figura 3); por ejemplo, se encontró que un cambio en la variable de entrada tasa de descarte voluntario de novillas, tiene un efecto positivo sobre B/C en la F1, no así para Holstein y Jersey; esto se debe a que la F1 es la opción que permite hacer uso del excedente de novillas, lo que no puede realizarse con Holstein. Asimismo, se reportó que el aumento en el área de pastoreo, afectó negativamente la relación B/C para F1 y Jersey, mientras que no aparece como variable significativa en Holstein. En realidad, el efecto neto de un incremento en área, de acuerdo a la estrategia de modelación empleada, es negativo para las tres alternativas, por un aumento en la magnitud relativa de los costos debido al mantenimiento de potreros. Sin embargo, en Holstein la magnitud del cambio es más pequeña y no alcanza a ser significativa.

En resumen, el modelo de simulación estocástica, refleja algunas diferencias importantes en los rendimientos bioeconómicos de grupos raciales Holstein, Jersey y F1 (Holstein×Jersey) en la zona agroecológica Bosque Muy Húmedo Premontano. Cabe agregar, que en este estudio se evaluó únicamente el grupo racial F1, mientras que una finca real que practica el cruzamiento estaría compuesta por animales de diversas composiciones raciales; en estas condiciones sería de esperar que los niveles de heterosis alcanzados fueran menores al del presente estudio y las diferencias genéticas aditivas podrían tener mayor preponderancia.

Es importante evaluar los cruzamientos tomando en consideración los beneficios agregados que se pueden obtener para diferentes rasgos de importancia

bioeconómica. Desde esta perspectiva, el modelo descrito es una herramienta que permite evaluar de manera integral algunos de los potenciales beneficios que aportan los cruzamientos y la heterosis.

LITERATURA CITADA

- Bolívar, DM; Echeverry, JJ; Restrepo, LF; Cerón-Muñoz, MF. 2009. Productividad de vacas Jersey, Holstein y Jersey×Holstein en una zona de bosque húmedo montano bajo (Bh-MB). (en línea). *Livestock Research for Rural development* 21(6). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://www.lrrd.org/lrrd21/6/cont2106.htm>
- Cedeño, DA; Vargas, B. 2004. Efecto de la raza y el manejo sobre la vida productiva del bovino lechero de Costa Rica. *Archivos de Zootecnia* 53:129-140.
- Cole, JB; Van Raden, PM. 2010. Net merit as a measure of lifetime profit. *AIPL Research Report* (USDA). (en línea). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://aipl.arsusda.gov/reference/nmcalc.htm>
- Echeverri, J; Salazar, V; Parra J. 2011. Análisis comparativo de los grupos genéticos Holstein, Jersey y algunos de sus cruces en un hato lechero del Norte de Antioquia en Colombia. *Zootecnia Tropical* 29:49-59.
- Freije, C. 2011. Milk hauling charges in the upper midwest marketing area. *AIPL-USDA Staff Paper* 11-01. (en línea). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://www.fm30.com/StaffPapers/StaffPaper11-01.pdf>
- Gompertz, B. 1825. On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. *Philos. Trans. Roy. Soc. London* 123:513-585.
- González, J. 2010. Situación actual, desafíos y oportunidades de la lechería en Costa Rica. Visión de la cámara nacional de productores de leche. *In Memorias Congreso Nacional Lechero 2010*. San José, Costa Rica. (en línea). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://www.proleche.com/2010.aspx>
- Heins, BJ; Hansen, L; Seykora, A; Johnson, D; Linn, J; Romano, J; Hazel, A. 2008. Crossbreds of Jersey and Holsteins compared with pure Holsteins for production, fertility and body and udder measurements during first lactation. *Journal of Dairy Science* 91:1270-1278.
- Herrero, M; Fawcett, RH; Dent, JB. 1999. An evaluation of dairy farm management scenarios using integrated simulation and multiple-criteria models. *Agric. Systems* 62:169-188.

- Holdridge, LR. 1987. Ecología basada en zonas de vida. Traducido por Humberto Jiménez Saa. San José, Costa Rica. IICA. 216 p.
- Kahi, AK; Kosgey, IS; Cardoso, VL; Van Arendonk; JAM. 1998. Influence of production circumstances and economic evaluation criteria on economic comparison of breeds and breed crosses. *Journal of Dairy Science* 81:2271-2279.
- León, H. 2008. El enfoque de la productividad y su impacto sobre la rentabilidad en las empresas lecheras. *In* Memorias Congreso Nacional Lechero 2008. San Carlos, Costa Rica. (en línea). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://www.proleche.com/2010.aspx>
- López-Villalobos, N; Garrick, DJ; Holmes, CW; Blair, HT; Spelman, RJ. 2000. Profitabilities of some mating systems for dairy herds in New Zealand. *Journal of Dairy Science* 83:144-153.
- Madalena, F. 2001. Consideraciones sobre modelos para la predicción del desempeño de cruzamientos bovinos. *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal* 9:108-117.
- McAllister, AJ. 2002. Is crossbreeding the answer to questions of dairy breed utilization?. *Journal of Dairy Science* 85:2352-2357.
- McDowell, RE; Velasco, JA; Van Vleck, LD; Johnson, JC; Brandt, GW; Hollon, BF; Mcdanieu, BT. 1974. Reproductive efficiency of purebred and crossbred dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 57:220-234.
- Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. 2011. Salarios mínimos. Decreto N° 36637-MTSS. *In* La Gaceta N° 123, 27 de junio de 2011. Costa Rica. p. 3.
- Noordhuizen, JPTM; Buurman, J. 1984. Veterinary automated management and production control program for dairy farms (VAMPP). The application of MUMPS for data processing. *Vet Q.* 6, 62-77.
- Palisade Corporation. 2009a. @RISK for Excel. Risk analysis add-in for Microsoft Excel. Version 5.5.0. Palisade Corporation. Newfield, NY, USA.
- Palisade Corporation. 2009b. Guide to using @RISK. Risk analysis and simulation add-in for Microsoft Excel. Version 5.5.0. Newfield, NY, USA. 693 p.
- Pérez, E; Baayen, MT; Capella, E; Barkema, H. 1989. Development of a livestock information system for Costa Rica. *In* Kuil, H; Palin, RW; Huhn, JE. eds. *Livestock Production and Diseases in the Tropics. Proc. IV Internl. Conf. Inst. Trop. Vet. Med. Utrecht; The Netherlands.* p. 221-224.
- Prendiville, R; Pierce, KM; Buckley, F. 2009. An evaluation of production efficiencies among lactating Holstein-Friesian, Jersey, and Jersey×Holstein-Friesian cows at pasture. *Journal of Dairy Science* 92:6176-6185.
- SAS Inst. Inc. 2009. SAS/STAT® User's guide: Statistics. Version 9.2. Cary, NC, USA.
- Sorensen, MK; Norberg, E; Pedersen, J; Christensen, LG. 2008. Crossbreeding in dairy cattle: A danish perspective. *Journal of Dairy Science* 91:4116-4128.
- Touchberry, RW. 1992. Crossbreeding effect in dairy cattle: The Illinois experiment, 1949 to 1969. *Journal of Dairy Science* 75:640-667.
- Van Raden, PM; Sanders, AH. 2003. Economic merit of crossbred and purebred US dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 86:1036-1044.
- Vargas, B; Cuevas, M. 2009. Modelo estocástico para estimación de valores económicos de rasgos productivos y funcionales en bovinos lecheros. *Agrociencia* 43: 881-893.
- Vargas, B; Romero, J. 2010. Efectos genéticos aditivos y no aditivos en cruces rotacionales entre razas lecheras. *Agronomía Mesoamericana* 21:223-234.
- Vargas, B; Ulloa, J. 2008. Relación entre crecimiento y curvas de lactancia en grupos raciales lecheros de distintas zonas agroecológicas de Costa Rica. (en línea). *Livestock research for rural development* 20(8). Consultado 1 julio 2011. Disponible en <http://www.lrrd.org/lrrd20/8/varg20122.htm>
- Wood, PDP. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216:164-165.