UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA
1803

Evaluación productiva y microeconómica de la aplicación de fuentes comerciales de somatotropina bovina en vacas de leche¶

Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias

Productive and microeconomic evaluation of commercial sources of bovine somatotropin application in dairy cows

Avaliação produtiva e microeconômica da aplicação de fontes comerciais de somatotropina bovina em vacas leiteiras

Sandra L Posada[1*], Zoot, MSc; Hernán Echavarría[2], Zoot, MSc; Giovanni Montoya[3], Zoot; Andrés F Cardona[3], Zoot; Oscar F Echeverri, Zoot[3]

[1]Grupo de Investigación en Ciencias Animales (GRICA), Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad de Antioquia, AA 1226, Medellín, Colombia.
[2]Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Colombia, sede Medellín. AA 586, Medellín, Colombia;
[3]Ejercicio particular. Medellín, Colombia.

(Recibido: 5 agosto, 2006; aceptado: 31 enero, 2008)

Resumen

Con el objetivo de analizar el desempeño productivo y reproductivo de la aplicación de dos fuentes comerciales de somatotropina bovina recombinante (BST-r) se emplearon 30 vacas de la raza holstein friesian de 1 a 4 partos y entre 60 y 180 días en leche (DEL). Se midió la producción de leche (diaria), la incidencia de mastitis y la condición corporal (CC) (mensual), y en las vacas vacías el período abierto (PA). Para la producción de leche se utilizó un diseño completamente al azar con arreglo factorial 2 x 3 x 7 y una covariable, considerando como factores el parto (primíparas y multíparas); la hormona, grupo 1, BST-r1 (500 mg) + vitamina E (1665 UI) + lecitina (166.5 mg); grupo 2, BST-r2 (500 mg); y control, sin aplicación. El factor tiempo con siete niveles (aplicación 3 a 9). Los DEL al inicio del ensayo se tomaron como una covariable. Para evaluar el PA se utilizó un diseño completamente al azar con arreglo factorial 3 x 3, considerando como factores el número de parto (2, 3 y 4) y la hormona con los mismos tres niveles mencionados anteriormente. Los valores de CC fueron analizados por el método no paramétrico de Kruskal-Wallis, evaluando cinco momentos. La incidencia de mastitis se evaluó a partir de intervalos de confianza para la proporción de cuartos afectados con mastitis clínica y con grados de afección 1, 2 y 3 cruces. La hormona y los grupos de parto no tuvieron diferencias estadísticas significativas ($p>0.05$), pero sí las aplicaciones ($p<0.01$) y los DEL iniciales ($p<0.01$). La aplicación de la hormona y el número de parto tuvieron una interacción estadísticamente significativa en el PA ($p<0.05$). La CC no presentó diferencia estadística significancia para los niveles del factor hormona ($p>0.05$). Se dedujo ausencia de diferencias significativas entre todos los intervalos obtenidos para mastitis. Para el análisis microeconómico, se realizó

¶ Para citar este artículo: Posada SL, Echavarría H, Montoya G, Cardona AF, Echeverri OF. Evaluación productiva y microeconómica de la aplicación de fuentes comerciales de somatotropina bovina en vacas de leche. Rev Colomb Cienc Pecu 2008; 21:27-38.

* Autor para el envío de correspondencia y la solicitud de separatas: Grupo de Investigación en Ciencias Animales (GRICA), Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad de Antioquia, AA 1226, Medellín, Colombia. E-mail: slposada@agronica.udea.edu.co

una simulación proyectada a un año para cada uno de los grupos considerados y se estableció la relación beneficio/costo, donde el grupo que recibió BST-r2 presentó la mejor relación. No obstante, el tratamiento con la hormona aumentó el PA y generó pérdidas en producción.

Palabras clave: *condición corporal, incidencia de mastitis, período abierto, producción de leche, relación beneficio/costo en lecherías*

Summary

This study was proposed with the aim to analyze productive and microeconomic responses of holstein friesian cows that were treated with one of two commercial sources of recombinant bovine somatotropin (BST–r). Thirty cows form 1 to 4 parity and 60 to 180 days in milk (DIM) were evaluated. Daily milk production was recorded; incidence of mastitis and body condition score (BCS) were measured once a month. In addition, open days (OD) were measured in not pregnant cows at the begging of the study. Milk yield variable was analyzed by a completely randomized design with a factorial 2 x 3 x 7 arrangement plus a covariable. Factors considered in the model were: calving (primiparous or multiparous); hormone treatment: group 1, BST-r1 (500 mg) + vitamin E (1665 UI) + lecitine (166.5 mg), group 2, BST-r2 (500 mg), and control group without treatment; and time (application 3 to 9). DIM at the beginning of the study was used as a covariable. Open days (OD) variable was e by a completely randomized design with a 3 x 3 factorial arrangement. Factors considered in the model were parity (2, 3 or 4) and hormone treatment (with the same three levels above mentioned). The BCS variable was analyzed by the non-parametric Kruskal-Wallis method (five times). Hormone treatment or parity did not significantly differ ($p>0.05$), although number of application ($p<0.01$) and DIM at the beginning ($p<0.01$) did. There was a significant effect of the interaction between hormone treatment and parity on OD variable ($p<0.05$). Neither BCS nor mastitis incidence showed significantly differences between treatment groups ($p>0.05$). To perform the micro economical analysis, a one-year-projected-simulation was performed for each treatment group in order to establish a benefit/cost ratio, where BST-r2 treated group exhibited the best ratio. However, hormone treatment increased OD and induced economic losses in production process.

Key words: *body condition score, mastitis incidence, milk production, open days, relationship benefit/ cost.*

Resumo

Com o objetivo de avaliar o desempenho produtivo y reprodutivo da aplicação de duas fontes comerciais de somatotropina bovina recombinante (BST-r) foram utilizadas 30 vacas da raça Holstein Friesian de 1 a 4 partos e entre 60 e 180 dias em leite (DEL). Foram medidas a produção de leite (diária), a incidência de mastite e a condição corporal (CC) (mensal), e nas vacas vazias o período aberto (PA). Para a produção de leite foi utilizado um delineamento experimental completamente casualizado em arranjo fatorial 2 x 3 x 7 e uma covariável, considerando como fatores o parto (primíparas e multíparas); o hormônio, grupo 1, BST-r1 (500 mg) + vitamina E (1665 UI) + lecitina (166.5 mg); grupo 2, BST-r2 (500 mg); e controle, sem aplicação. O fator tempo com sete níveis (aplicação 3 a 9). Os DEL ao inicio do ensaio se tomaram como covariável. Para avaliar o PA foi utilizado um delineamento completamente casualizado em arranjo fatorial 3 x 3, considerando como fatores o número de parto (2, 3 y 4) e o hormônio com os mesmos níveis três níveis mencionados anteriormente. Os valores de CC foram analisados pelo método não paramétrico de Kruskal-Wallis, avaliando cinco momentos. A incidência de mastites se avaliou a partir de intervalos de confiança para a proporção de quartos afetados com mastite clínica e com graus de afeção 1, 2 e 3 cruzes. O hormônio e os grupos de parto não tiveram diferenças estadísticas significativas ($p>0.05$), porém se as aplicações ($p<0.01$) e os DEL iniciais ($p<0.01$). A aplicação do hormônio e o número de parto tiveram uma interação estatisticamente significativa no PA ($p<0.05$). A CC não apresentou diferença estatisticamente significativa para os níveis do fator hormônio ($p>0.05$). Deduz-se ausência de diferenças significativas entre todos os intervalos obtidos para mastites. Para a análise microeconômica, se realizou uma simulação projetada a um ano para cada um dos grupos considerados e se estabeleceu a relação beneficio/custo, onde o grupo que recebeu BST-r2 apresentou a melhor relação. Contudo, o tratamento com o hormônio aumento o PA e gerou perdas em produção.

Palavras chave: *condição corporal, incidência de mastites, período aberto, produção de leite, relação beneficio/custo em leiterias.*

Introducción

Las empresas ganaderas dedicadas a la producción lechera se han visto afectadas por los altos costos de producción que acarrea el sistema, motivo por el cual los esfuerzos deben estar dirigidos a aumentar su productividad y eficiencia. Para alcanzar estas metas, las investigaciones sobre fisiología, nutrición, ingeniería genética y otros campos afines se deben integrar con el fin de desarrollar nuevas tecnologías. El efecto galactopoyético de la somatotropina bovina en vacas lecheras fue descrito en 1937. En la década de los años 80, los avances en biotecnología y técnicas de biología molecular lograron la tecnología recombinante del ADN, lo que dio lugar a la producción de somatotropina bovina recombinante (BST-r) (5). A principios de 1994 la *Food and Drug Administration* (FDA) aprobó el empleo de este producto en las vacas lecheras lactantes (10). El uso comercial de (BST-r) es un ejemplo de la integración de una investigación básica adoptada como práctica de manejo, capaz de influir sobre la eficiencia y beneficio económico de la producción de leche (15).

La hormona del crecimiento exógena (GH) aumenta la concentración del factor insulinoide de crecimiento tipo I (*Insulin-like Growth Factor type I*, IGF-I), el cual está involucrado en los mecanismos a través de los cuales la BST-r incrementa la producción de leche (13). Por medio del efecto sobre la IGF-I, la BST-r puede postergar la involución de la glándula mamaria al reducir la actividad del sistema plasmina-plasminógeno, un importante iniciador de la remodelación tisular durante la lactancia tardía en rumiantes de leche (3). El incremento en la producción de leche observado después del pico es debido, en parte, al mantenimiento de un gran número de células epiteliales mamarias a través de la lactación (13). La BST-r induce dos principales modificaciones sobre la curva de lactancia: un cambio vertical en la posición de la curva, que explica aproximadamente en un 60% el incremento en la producción de leche, y un mejoramiento de la persistencia, que da cuenta del 40% de este efecto (16). La primera modificación exhibe un patrón cíclico entre dos aplicaciones consecutivas (15). El mecanismo de acción de la somatotropina bovina en ganado lechero se explica además por su control homeorrético, el cual es un modificador de la distribución de los nutrientes para la síntesis de leche (8, 26).

El incremento en la producción láctea como respuesta a la administración de BST-r está, no obstante, influenciado por factores intrínsecos y extrínsecos al animal, a saber, por su potencial genético, las condiciones ambientales y el manejo general del hato, dentro del cual se destaca la conducción nutricional del mismo. Debe considerarse que las gramíneas tropicales frente a los forrajes de los países templados no ofrecen la suficiente calidad nutricional para satisfacer las necesidades de las vacas en pastoreo, especialmente en lo referente a la energía metabolizable, razón por la cual es necesario mejorar los niveles de suplementación con alimentos concentrados u otros de mayor densidad energética (31). En condiciones tropicales, se halló que la utilización de BST-r en vacas mantenidas en pastoreo tuvo un efecto positivo sobre la cantidad de leche producida, sin alcanzar los incrementos descritos en la literatura, posiblemente por efecto de la dieta, que fue insuficiente para satisfacer los requerimientos nutricionales (31). El aumento de los requerimientos energéticos impuesto por la producción de leche sin el concomitante aumento en el consumo de materia seca induce la movilización de reservas, la pérdida de Condición Corporal (CC) y el descenso en la actividad reproductiva de los animales, afectando el desarrollo folicular y la función del cuerpo lúteo (6, 32). Los contenidos de LH y FSH de la pituitaria se reducen, se retrasa o suprime la reanudación de los ciclos ováricos posparto, pueden presentarse trastornos en la ovulación, los porcentajes de gestación disminuyen, y los intervalos parto-concepción se prolongan (22). Con base en los anteriores argumentos, este trabajo pretendió evaluar la utilización de dos fuentes comerciales de BST-r desde el punto de vista productivo, reproductivo y microeconómico, en un hato especializado en producción de leche en el departamento de Antioquia (Colombia).

Materiales y métodos

Ubicación del predio

El trabajo se realizó en un hato lechero del departamento de Antioquia (Colombia), cuyas características agroecológicas fueron temperatura promedio de 16 ºC, precipitación anual de 1800 mm y altura sobre el nivel del mar de 2200 m, correspondiente a un bosque húmedo montano bajo (bh–MB), según la clasificación de Holdrige.

Animales usados en el estudio

El estudio se llevó a cabo con vacas de la raza holstein friesian que se encontraban entre el primer y el cuarto parto y entre 60 y 180 días en leche (DEL). Los animales que ingresaron al trabajo con más de 75 DEL ya habían recibido mínimo una aplicación de BST-r de una de las fuentes comerciales a evaluar (BST-r2), ya que era política de la empresa aplicar este producto a partir de los 60 DEL, con un intervalo de 14 días. Para evitar posibles efectos residuales de aplicaciones anteriores al ensayo, sólo se analizó la información de la tercera aplicación en adelante, ya que Gallo *et al* (16) y Fernández *et al* (13) demostraron que la producción de los animales tratados con la hormona se igualó a la de los no tratados aproximadamente a las tres semanas de la aplicación. Adicionalmente, Baleille *et al* (4) al trabajar con dos grupos de vacas holstein de acuerdo con un diseño experimental de sobrecambio, aplicaron los tratamientos BST-r y placebo con un intervalo de ocho días de reajuste.

Tratamientos hormonales

El tratamiento 1 recibió una fuente de somatotropina (BST-r1) compuesta por BST-r (500 mg), vitamina E (1665 UI) y lecitina (166.5 mg), de la cual se inyectaron 2 ml por vía subcutánea en la fosa isquiorrectal, alternando el lado de la aplicación, izquierdo y derecho. El tratamiento 2 recibió igualmente una fuente de somatotropina (BST-r2) compuesta exclusivamente por BST-r (500 mg), la cual también fue aplicada por vía subcutánea en dosis de 1.4 ml. El tratamiento 3 consistió en la no aplicación de la hormona. Las vacas que recibieron hormona fueron inyectadas cada 14 días durante 126 días, para un total de nueve aplicaciones, de las cuales sólo se analizó la información de las últimas siete.

Variables de respuesta

Producción de leche. La producción de leche se midió diaria e individualmente a todas las vacas. Para el procesamiento estadístico, los datos analizados correspondieron a la producción promedio de cada vaca durante los 14 días siguientes a cada aplicación. Para las vacas sin el tratamiento hormonal se calculó el mismo promedio teniendo en cuenta las fechas de aplicación de las vacas en los otros dos niveles de hormona.

Días del período abierto (PA). Los días del PA fueron calculados únicamente para los animales que ingresaron vacíos a la investigación. Para ello se estableció el estado reproductivo de los animales al iniciar el trabajo y se realizó confirmación de preñez para aquellos que fueron servidos durante el desarrollo del mismo. A la fecha de finalización del trabajo se contabilizaron los días abiertos de los animales que ingresaron vacíos y que nunca se preñaron.

Condición corporal (CC). La CC se evaluó mensualmente a partir del inicio del ensayo con la escala de 1 a 5 cada 0.25, de acuerdo con el trabajo de Wildman *et al* (34). Con el fin de aislar posibles efectos residuales de aplicaciones anteriores, sólo se evaluaron los datos de la segunda medición en adelante.

Determinación de mastitis. Esta prueba se realizó mediante un CMT (*California mastitis test*), siete días después de la primera aplicación y se repitió mensualmente.

Análisis estadístico

Para el análisis de la variable producción de leche se utilizó un diseño completamente al azar con arreglo factorial 2 x 3 x 7 y una covariable, considerando como factores: 1) el parto, con dos niveles: primíparas y multíparas; 2) la hormona, con tres niveles: control (sin aplicación de la hormona), suministro de BST-r1, suministro de BST-r2; 3) el tiempo con siete niveles: aplicación 3 a 9.

Por ser el factor parto intrínseco a las unidades experimentales (vacas) –lo que impide su aleatorización sobre las mismas– los diferentes niveles de tal factor se escogieron al azar de la población disponible de vacas, así: 12 vacas de primer parto y 18 vacas multíparas. Los tres niveles del factor hormona se asignaron de manera aleatoria manteniendo el balance del diseño, esto es, cuatro vacas de primer parto y seis vacas multíparas (dos vacas de segundo parto, una vaca de tercer parto y tres vacas de cuarto parto) recibieron cada uno de los niveles del factor hormona. Para tener en cuenta el posible efecto de los DEL iniciales, este valor se consideró una covariable.

Debido a las medidas repetidas en el tiempo sobre cada vaca, para el análisis estadístico de las variables producción de leche, se utilizó un modelo mixto que consideró efectos fijos y efectos aleatorios. Los efectos fijos fueron aquellos que representaron subpoblaciones de interés y sobre las cuales se deseo hacer inferencia, en este caso la aplicación de hormona, el grupo de parto y el tiempo de aplicación; mientras que los efectos aleatorios fueron aquellos que no representaron subpoblaciones sobre las cuales se quisiera inferir, en este caso las unidades experimentales (cada vaca). El análisis estadístico se realizó mediante el procedimiento MIXED del programa estadístico SAS (28), mediante el uso de una combinación de estructura autoregresiva de primer orden dentro de individuos y efecto aleatorio entre individuos, que fue el tipo de estructura que de acuerdo con los estadísticos de bondad de ajuste mejor modeló la estructura de varianzas y covarianzas de los errores (35).

El modelo utilizado fue el siguiente:

$$Y_{ijkl} = \mu + \beta\,(X_{ijkl} - \bar{X}....) + \tau_i + \rho_j + (\tau\rho)_{ij}$$
$$+ \varepsilon_{ijk} + \alpha_l + (\tau\alpha)_{il} + (\rho\alpha)_{jl} + (\tau\rho\alpha)_{ijl} + \xi_{ijkl}$$

Donde:

μ= media de la producción de leche en la población

X_{ijkl}= valor de días de leche iniciales para cada vaca

$\bar{X}$ .... .= media de los DEL iniciales

τ_i = efecto del i-ésimo nivel de hormona, con i = control, BST-r1, BST-r2

ρ_j = efecto del j-ésimo nivel de parto, con j = primíparas, multíparas

$(\tau\rho)_{ij}$= interacción entre los factores hormona y parto

ε_{ijk} = efecto de la k-ésima vaca anidada dentro de la combinación ij-ésima de hormona por parto. Este término hace las veces de error para: hormona, parto y la interacción de los dos anteriores.

$\varepsilon_{ijk} \sim$ normal $(0, \sigma^2_e)$

α_l = efecto del l-ésimo tiempo de aplicación, con l = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9

$(\tau\alpha)_{il}$ = interacción entre los factores hormona y tiempo

$(\rho\alpha)_{jl}$ = interacción entre los factores parto y tiempo

$(\tau\rho\alpha)_{ijl}$ = interacción entre hormona, parto y tiempo.

Donde además:

$\xi_{ijkl} \sim$ Normal $(0, \sigma^2_e)$

Para el análisis de la variable días abiertos se tuvieron en cuenta las vacas que al inicio del ensayo estaban vacías (20 animales), de las cuales sólo tres eran primíparas. En razón de tal desbalance se decidió analizar esta variable incluyendo sólo las vacas multíparas (17 animales), involucrando el número exacto del parto como otro factor, quedando los animales repartidos así: seis que habían recibido BST-r1, cinco que habían recibido BST-r2 y seis que no recibieron ninguna aplicación. Los días abiertos fueron analizados bajo un diseño completamente al azar y una estructura factorial 3 x 3, donde el primer factor correspondió a la aplicación de la hormona con niveles: control, suministro de BST-r1, suministro de BST-r2, y el segundo factor fue el número de parto con niveles: 2, 3 y 4. Inicialmente, se consideró como posible covariable los DEL al momento de iniciar el ensayo,

pero al no ser significativo su aporte al modelo, se excluyó. El análisis estadístico se realizó mediante el procedimiento GLM del programa estadístico SAS (28)

El modelo utilizado fue el siguiente:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \xi_{ijk}$$

Donde:

μ= media de los días abiertos en la población.

α_i = efecto del i-ésimo nivel de hormona, con i = control, BST-r1, BST-r2

β_j = efecto del j-ésimo nivel de parto, con j = 2, 3, 4

$(\alpha\beta)_{ij}$= efecto de la interacción entre los factores hormona y parto.

$\xi_{ijk} \sim$ normal $(0, \sigma^2_E)$

Los valores de CC en los diferentes momentos de evaluación fueron analizados estadísticamente por el método no paramétrico de Kruskal-Wallis, donde cada tratamiento estuvo representado por los niveles del factor hormona. Para el análisis de la información fue utilizado el procedimiento PROC NPAR1WAY del programa estadístico SAS (28).

En cada una de las fechas en que se determinó la incidencia de mastitis, esta se analizó mediante intervalos de confianza del 95% para la proporción de cuartos afectados con mastitis clínica y con grados de afección 1, 2 y 3 cruces. En todos los casos el tamaño de muestra fue de 40 cuartos.

Análisis microecónomico

Para la realización de este análisis se estableció el costo de producción de 1 litro de leche, considerando todos los componentes de la estructura de costos del hato donde se efectuó el trabajo. Inicialmente se estableció este valor para el grupo sin suplementación hormonal y posteriormente para los grupos BST-r1 y BST-2 se adicionó el valor asociado a la dosis de la hormona y al incremento en suplementación asociado con la mayor producción de leche. El programa empleado para este efecto fue el de "Análisis y simulación económica para lechería" (ASEL®, 2002) (2). Al considerar la población total de vacas en producción y la media de producción de cada uno de los tratamientos observada en este estudio, se procedió a realizar una simulación anual, que contempló la producción esperada, el costo de producción correspondiente y el ingreso anual bruto por concepto de venta del producto. Con los dos últimos aspectos se determinó la relación beneficio-costo de un tratamiento con respecto a los demás. Adicionalmente, se estimaron las pérdidas en producción por concepto de días abiertos para los diferentes tratamientos.

Resultados

Producción de leche

No hubo interacciones significativas en la producción de leche, lo que permitió concluir que los posibles efectos de la aplicación de hormona y del grupo de parto no se vieron afectados entre sí ($p>0.05$) ni por el paso del tiempo ($p>0.05$). En la tabla 1 se observa que la aplicación de hormona no tuvo un efecto estadísticamente significativo sobre la producción de leche ($p>0.05$). Tampoco se encontró un efecto significativo del grupo de parto ($p>0.05$) en esta variable (véase Tabla 2).

Tabla 1. Producción de leche según la hormona aplicada durante todo el tiempo de evaluación.

Hormona	Valor*
C	24.3 ± 2.2a
BST-r1	28.4 ± 2.2a
BST-r2	28.2 ± 2.3a

Letras iguales indican medias iguales ($p>0.05$) (Prueba de Tukey – Kramer).
*Media mínimo cuadrática (± error estándar).

Tabla 2. Producción de leche según el grupo de parto.

Grupo de parto	Valor*
Primíparas	24.6 ± 2.1a
Multíparas	29.4 ± 1.7a

Letras iguales indican medias iguales ($p>0.05$) (Prueba de Tukey – Kramer).
*Media mínimo cuadrática (± error estándar).

Todo el período de tiempo analizado en este trabajo correspondió a la fase de decrecimiento de la curva de lactancia, destacando que dicho decrecimiento presentó diferencia estadística significativa ($p<0.01$) a partir de la cuarta

aplicación (en promedio 171.4 DEL), excepto entre la octava y la novena (véase Tabla 3).

Tabla 3. Producción de leche según el momento de aplicación de la hormona.

Momento	Valor*
3	30.3 ± 1.4a
4	30.5 ± 1.4a
5	28.5 ± 1.4b
6	26.8 ± 1.4c
7	25.4 ± 1.4d
8	24.1 ± 1.4e
9	23.3 ± 1.4e

Letras distintas indican diferencia significativa (p<0.01) (Prueba de Tukey – Kramer)
*Media mínimo cuadrática (± error estándar).

En la figura 1 se aprecia el comportamiento de los tres niveles de hormona en función del tiempo. Esta figura se construyó a partir de valores medios y el hecho de que un valor puntual sea superior a otro, no implica que en la población las medias sean diferentes, esto sólo puede afirmarse a partir de una prueba estadística y ésta no encontró diferencias significativas. La covariable DEL tuvo un efecto estadísticamente significativo (p<0.01), lo cual implica que la producción de leche de cada animal se vio influenciada por esta variable.

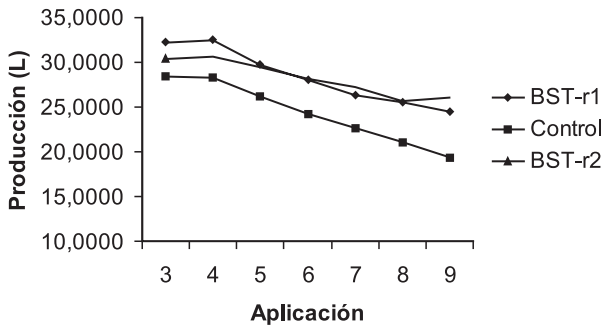

Figura 1. Producción media de leche según la hormona aplicada y el momento de la aplicación.

Período abierto

Para el análisis del PA se encontró una interacción estadísticamente significativa entre la aplicación de la hormona y el número de parto (p<0.05), razón por la cual se evaluó el efecto simple de la aplicación de la hormona dentro de cada uno de los niveles del factor número de parto (véase Tabla 4). Para las vacas de segundo parto no se encontró diferencia significativa entre las aplicaciones de BST-r1 y BST-r2, como tampoco entre BST-r1 y el control, pero el control tuvo un PA significativamente menor que el PA del grupo con la aplicación de BST-r2 (p<0.05). Para las vacas de tercer parto no se encontró diferencia entre ninguna de las aplicaciones. Para las vacas de cuarto parto no se observó diferencia entre las aplicaciones de BST-r1 y el control, pero estos fueron significativamente mejores que el grupo con la aplicación de BST-r2 (p<0.05).

Condición corporal

En el análisis de la CC no se detectaron diferencias significativas entre los grupos de tratamiento (control, BST-r1 y BST-r2) en ninguno de los tiempos de evaluación (p>0.05) (véase Tabla 5).

Tabla 4. Periodo abierto (días) según la hormona aplicada y el número de parto.

Tratamiento	Número de parto		
	2	3	4
C	178^{a}	156^{a}	148^{a}
BST-r1	230^{ab}	217^{a}	107^{a}
BST-r2	309^{b}	114^{a}	248^{b}

Letras diferentes (en sentido columna) indican diferencia significativa (p<0.05) (Prueba de LSD).

Tabla 5. Promedio de CC según la hormona aplicada y el momento de evaluación.

Tratamiento	Evaluación				
	1	2	3	4	5
C	2.58	2.50	2.58	2.65	2.68
BST-r1	2.48	2.50	2.55	2.53	2.58
BST-r2	2.50	2.48	2.50	2.53	2.58

Diferencias estadísticas no significativas (p>0.05) (Prueba χ^2).

Incidencia de mastitis

Al analizar la incidencia de mastitis mediante intervalos de confianza para la proporción de cuartos afectados con mastitis clínica y con grados de afección 1, 2 y 3 cruces, se observó que dentro de cada uno de los niveles y en cada momento evaluado, los intervalos de confianza para la proporción de cuartos afectados se traslaparon entre sí, lo que sugiere que no habría diferencias entre los diferentes niveles de hormona (valores no presentados).

Análisis microeconómico

El tratamiento que presentó el menor costo de producción por litro de leche fue BST-r2,

por lo cual se le asigna un índice de 1, le siguió el tratamiento con BST-r1 (1.02) y por último el control (1.03), indicando que el costo se incrementó sólo en 2 y 3%, respectivamente. La utilidad neta presentó una relación inversa con el costo de producción por litro. Al existir diferencias entre los costos de producción por litro y el volumen de leche proyectado, se originaron diferencias en los costos totales y en los ingresos por ventas; de ahí que, la relación beneficio:costo (B/C) se convierta en el mejor índice para evaluar el desempeño de los tres tratamientos. La mejor relación B/C la registró el tratamiento BST-r2, aunque es de anotar que los tres tratamientos presentaron viabilidad económica y que los tratamientos que recibieron suplementación hormonal presentaron mejor relación (B/C) que el tratamiento que no fue suplementado (véase Tabla 6).

Tabla 6. Relación beneficio:costo por tratamiento.

Tratamiento	Costo por litro	Ingreso por ventas[a]	Costo de producción[b]	Utilidad neta[c]	Relación beneficio/costo[d]
Control	1.03	0.86	1.00	0.75	1.195
BST-r1	1.02	1.00	1.17	0.89	1.199
BST-r2	1.00	0.99	1.13	1.00	1.231

[a]Con base en la producción de leche anual proyectada. El valor 1 le corresponde al tratamiento de mayor ingreso por ventas
[b]Con base en la producción de leche anual proyectada. El valor 1 le corresponde al tratamiento con menor costo de producción
[c]Ingresos por venta/costos de producción. El valor 1 le corresponde al tratamiento con mayor utilidad neta
[d]Ingreso por ventas/costo de producción. El mayor valor le corresponde al tratamiento con superior utilidad neta

Las pérdidas en producción de leche por aumento en el número de días abiertos de los animales asignados al tratamiento hormonal, respecto de los del grupo control, fueron del 34 y del 62% para BST-r1 y BST-r2, respectivamente, considerando el promedio de producción registrado por cada tratamiento (véase Tabla 7).

Tabla 7. Impacto del PA (días) sobre la producción de leche.

Tratamiento	Promedio en PA (días)	Pérdida en producto[a]
Control	161	1.00
BST-r1	185	1.34
BST-r2	224	1.62

[a]El valor de le corresponde al tratamiento con menor pérdida en producción de leche.

Discusión

Producción de leche

La ausencia de un efecto estadístico significativo de la aplicación de la hormona sobre la producción de leche ($p>0.05$), contrario a lo encontrado por Oldenbroek y Garssen (25) y por Ocampo (24), lo que puede deberse a la alta variabilidad que presentó esta característica. En la figura 2 se muestra que la producción de leche fluctuó en tal magnitud, que los tres niveles de hormona (representados por los símbolos de diferente color) se mezclan entre sí, lo que impidió discriminar claramente entre los tres grupos. Para los grupos control, BST-r1 y BST-r2, se obtuvieron coeficientes de variación de 29.17, 24.97, y 25.26%, respectivamente. Arango *et al* (1), al diseñar y validar una propuesta metodológica para estimar la producción lechera en sistemas de lechería especializada con la raza holstein, encontraron que el coeficiente de variación para esta variable fluctuó entre 6.2 y 17.4%, valores menores a los encontrados en este trabajo. El coeficiente de variación para las vacas primíparas y multíparas fue de 17.31 y 14.13%, respectivamente.

Varios autores reportan diferencias estadísticamente significativas en producción de leche entre vacas tratadas y no tratadas con BST-r, las cuales oscilan entre 3.3 y 5.0 l/día (7, 20, 24). Otros han señalado una superioridad que fluctúa entre el 10 y 40%, a favor del primer grupo (11, 14, 29). Dicho efecto del tratamiento se podría explicar por el redireccionamiento de la glucosa hacia la glándula mamaria (25), con disminución de su utilización y oxidación en los tejidos periféricos. Una prueba de ello son los hallazgos descritos por Hoeben *et al* (18), quienes encontraron un incremento en la producción de leche de 2 litros/animal/día y una reducción en la síntesis de triglicéridos en tejido adiposo, tres días después de la aplicación de BST-r. Si bien en el presente estudio no se registró efecto estadístico significativo de la aplicación de la hormona sobre la producción de leche, el aumento de aproximadamente 16% en los grupos tratados con respecto al control se encuentra próximo al valor de 20% registrado por Bauman (5).

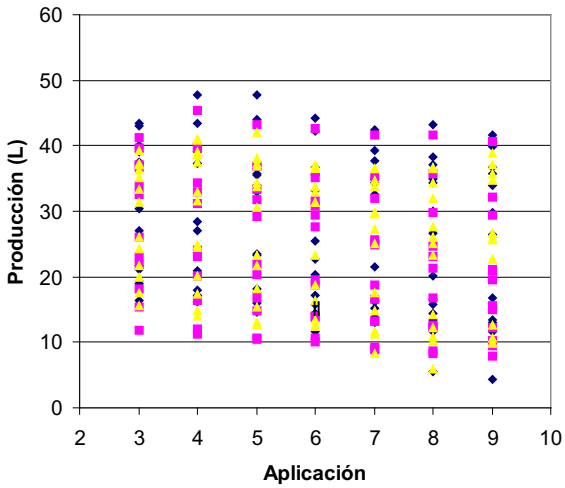

Figura 2. Producción de leche según la hormona aplicada y momento de la aplicación.

El efecto del parto en relación con la respuesta a la aplicación de BST-r no se ha resuelto completamente. Se ha indicado que para tener rendimientos similares entre primíparas y multíparas, las primeras necesitan dosis más altas (7). De igual forma, Sullivan *et al* (30) afirmaron que el rendimiento lechero de vacas tratadas con BST-r es mayor en vacas multíparas que en primíparas. Esto puede obedecer al hecho que los animales de primer parto continúan ganando peso durante la primera lactancia, reduciendo los aumentos del rendimiento lechero inducidos por la BST-r.

Período abierto

Algunos autores han encontrado que la BST-r altera negativamente la respuesta reproductiva (5, 9). Al respecto, Kirby *et al* (19) indicaron que vacas lactantes que recibieron BST-r en una dosis de 36-40 mg/d aumentaron la incidencia de celos silenciosos, en tanto que Eppard *et al* (12) y Chalupa *et al* (8) hallaron que la suplementación con BST-r redujo el porcentaje de preñez. De otra parte Lotan *et al* (20), Pell *et al* (27) y Luna-Domínguez *et al* (21) no señalaron diferencia en el PA entre vacas tratadas y no tratadas. Esta misma falta de consistencia en el desempeño reproductivo con respecto a la aplicación de BST-r se observó en este trabajo, una vez que el tratamiento control no presentó diferencia estadística significativa con el BST-r1, pero si con el BST-r2, al evaluar las vacas de segundo y cuarto parto. El mejor comportamiento reproductivo de los animales de cuarto parto que recibieron BST-r1 con relación a los que se les aplicó BST-r2, pudo deberse a que en este primer producto se incluye vitamina E la cual, además de su papel como antioxidante en el organismo, tiene un papel específico en el mantenimiento de la salud reproductiva (17).

McGuffey y Wilkinson (23) señalaron la existencia de aumentos en el PA en vacas cuyo tratamiento se inició al comienzo de la lactancia (28 - 45 días posparto), pero no cuando el mismo comenzó a mediados (111 - 166 días posparto) o a finales (166 - 334 días posparto) de la lactancia. Lo anterior se debe a que la producción de leche es un proceso que acarrea un alto gasto energético, demanda un incremento adicional de nutrientes e induce cambios en los niveles sanguíneos de insulina e IGF-I. Este hecho se entiende como un balance energético negativo generado por la alta producción de leche y el bajo consumo de materia seca característicos del inicio de la lactancia, más no a un efecto directo de la BST-r. Si bien, en este trabajo se inició con animales que se encontraban entre los 60 y 180 DEL, la explicación de los resultados con base en este concepto no es pertinente, ya que al considerar como posible covariable los DEL al momento de iniciar el ensayo, su aporte al modelo no fue significativo.

Condición corporal

Si bien los animales que ingresaron el estudio ya habían superado las primeras ocho semanas de lactancia, que se considera el momento más crítico en relación con el balance energético, en términos generales puede concluirse que la CC no registró cambios apreciables durante todo el período evaluado, posiblemente en razón de que el consumo de materia seca no se incrementó lo suficiente para compensar la demanda energética. Las vacas tratadas con BST-r requieren más nutrientes para la síntesis láctea, inicialmente ellos son obtenidos de las reservas corporales, pero los demandados para un incremento prolongado de la producción son derivados de cambios en el metabolismo de diversos tejidos (5, 8).

Ocurrencia de mastitis

La falta de diferencia entre los niveles del factor hormona concuerda con los hallazgos obtenidos por Eppard *et al* (12), quienes utilizando el conteo de células somáticas para la detección de la mastitis subclínica no encontraron diferencias significativas entre vacas tratadas con BST-r y vacas control. White *et al* (33) concluyeron que en condiciones normales existe una relación directamente proporcional entre la incidencia de mastitis y el rendimiento lechero y que el tratamiento con BST-r no altera esta relación. Esto quiere decir que de llegarse a incrementar la incidencia de mastitis, esta podría ser explicada más por el incremento en producción que por efectos intrínsecos de la hormona.

Según Hoeben *et al* (18) la BST-r no tiene un efecto bacteriostático ni bactericida, no obstante, el tratamiento con la hormona induce un incremento en la concentración de IGF-I, el cual está relacionado con una disminución de la activación del plasminógeno hasta plasmina, sustancia que participa en el catabolismo de las proteínas, generando un mayor número de aminoácidos disponibles para el crecimiento microbiano. Por lo tanto, la BST-r, al producir una disminución de la plasmina derivada de esta transformación, determina que pocos aminoácidos lleguen a estar al alcance de *Streptococcus uberis***,** reduciendo la incidencia de mastitis. Finalmente, Bauman (5) indicó que la suplementación con BST-r incrementa la inmunocompetencia y cita un estudio desarrollado por Burvenich *et al* (1989), en el que se demostró que vacas que recibieron BST-r se recuperaron más rápidamente desde una mastitis inducida experimentalmente por *Escherichia coli*.

Análisis microeconómico

Debe recordarse que no se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las medias de producción de leche para los diferentes niveles de hormona, razón por la cual la ventaja de la aplicación de BST-r2 en la relación beneficio/costo debe entenderse como una ventaja específica para este ensayo. En la simulación se utilizaron los promedios de esta variable para cada uno de los niveles del factor hormona y con base en ello se estableció el costo de producción del litro de leche. Las diferencias registradas en este costo son explicadas por la dilución de los costos fijos debida al aumento en el volumen de producción y también por la participación del costo del producto en aquellos tratamientos que lo emplearon. Al considerar el promedio de producción de leche para cada uno de los niveles del factor hormona y el costo de la BST-r, se encontró que por cada litro de leche BSTr-1 resultó 19% más costosa que BSTr-2. La aplicación de estas hormonas tuvo una participación del 7.6 y 6.6% con respecto al costo de producción del litro de leche en los respectivos tratamientos. Se concluye entonces que, desde el punto de vista productivo, la suplementación con BST-r resulta económicamente viable. Sin embargo, considerando que el promedio de días del PA para los animales tratados hormonalmente es superior a los del grupo control, se genera un aumento en los días improductivos y una reducción en la producción de leche, que es proporcional a la magnitud en la duración de este período. Por lo tanto, la respuesta reproductiva debe ser un factor a tener en cuenta en la estructura de costos, toda vez que puede ir en detrimento de la utilidad neta registrada con la implementación de la inducción hormonal.

Más de 1000 estudios sobre BST-r han sido desarrollados en todo el mundo por agencias federales, universidades y la industria privada; no obstante, la mayoría de ellos de origen norteamericano y europeo, lo que hace necesario estudiar las implicaciones de su uso en nuestro medio. Esta consideración es necesaria toda vez que la calidad del manejo es uno de los principales factores que afecta la magnitud de la respuesta a BST-r. De acuerdo con los resultados obtenidos en este trabajo, las implicaciones productivas no deben ser la única característica a tener en cuenta para la implementación de esta herramienta biotecnológica, porque si bien la relación beneficio/costo puede generar resultados atractivos, la respuesta reproductiva es muy variable, tal como se reporta en la literatura, y puede afectar grandemente la estructura general de costos. En futuros trabajos de investigación sería interesante evaluar las implicaciones de la hormona en animales que se encuentren en las primeras semanas de lactancia y su efecto sobre el metabolismo corporal y la composición de la leche, impactando el valor nutritivo y las propiedades para la industrialización del producto.

Agradecimientos

Los autores agradecen a la empresa Schering-Plough SA, por la financiación garantizada, a los zootecnistas Miriam Roldán y Fernando Osorio por su colaboración y al administrador de la empresa lechera, Sr. Carlos Bolívar, por su asistencia para la realización del trabajo.

Referencias

1. Arango JP, Rivera B, Granobles JC. Elaboración y validación de modelos de estimación de producción lechera en sistemas especializados. Departamento de Sistemas de Producción Universidad de Caldas; 2004. URL: http://www.condesan.org/memoria/COL0500.PDF.
2. ASEL®, Análisis y simulación económica para lechería. Versión 2; Finca S.A. 2002.
3. Baldi A, Modina S, Cheli F, Gandolfi F, Pinotti L, *et al.* Bovine somatotropin administration to dairy goats in late lactation: effects on mammary gland function, composition and morphology. J Dairy Sci 2002; 85:1093-1102.
4. Baleille N, Faverdin P, Hay M. Modification of feed intake response to a β2-agonist by bovine somatotropin in lactating or dry dairy cows. J Dairy Sci 1997; 80:52-66.
5. Bauman DE. Bovine somatotropin: review of an emerging technology. J Dairy Sci 1992; 75: 3432-3451.
6. Burns PD, Spitzer JC, Henricks DM. Effect of dietary energy restriction on follicular development and luteal function in nonlactating beef cows. J Animal Sci 1997; 75:1078-1086.
7. Chalupa W, Galligan DT. Nutritional implications of somatotropin for lactating cows. J Dairy Sci 1989; 72:2510-2524
8. Chalupa W, Vecchiarelli B, Galligan DT, Ferguson JD, Baird LS, *et al.* Responses of dairy cows supplemented with somatotropin during weeks 5 through 43 of lactation. J Dairy Sci 1996; 79:800-812.
9. Cole WJ, Eppard PJ, Boysen BG, Madsen KS, Sorbet RH, *et al.* Response of dairy cows to high doses of a sustained-release bovine somatotropin administered during two lactations. J Dairy Sci 1992; 75:111-123.
10. Collier RJ, Byatt JC, Denham SC, Eppard PJ, Fabellar AC*, et al.* Effects of sustained release bovine somatotropin (sometribove) on animal health in commercial dairy herds. J Dairy Sci 2001; 84:1098-1108.
11. Dahl GE, Chapin LT, Allen MS, Moseley WM, Tucker HA. Comparison or somatotropin and growth hormone releasing factor on milk yield, serum hormones, and energy status. J Dairy Sci 1991; 74:3421-3428.
12. Eppard PJ, Bauman DE, Curtis CR, Erb HN, Lanza GM. Effect of 188-day treatment with somatotropin on health and reproductive performance of lactating dairy cows. J Dairy Sci 1987; 70:582-591.
13. Fernández N, Molina MP, Balasch S, Torres A, Adriaens F. Bovine somatotropin dose titration in lactating dairy ewes. 3. Treatment interval. J Dairy Sci 2001; 84:2170-2176.
14. French N, De Boer G, Kennelly JJ. Effects of feeding frecuency and exogenus somatotropin on lipolysis, hormone profiles, and milk production in dairy cows. J Dairy Sci 1990; 73:1552-1559.
15. Gallo L, Bailoni L, Schiavon S, Carnier P, Ramanzin M, *et al.* Effect of slow-release somatotropin on the pattern of milk yield between and within injection intervals. J Dairy Sci 1997; 80:46-51.
16. Gallo L, Cassandro M, Carnier P, Mantovani R, Ramanzin M, *et al.* Modeling response to slow-releasing somatotropin administered at 3- or 4-week intervals. J Dairy Sci 1994; 77:759-769.
17. Gullickson TW, Palmer LS, Boyd WL, Nelson JW, Olson FC, *et al*. Vitamin E in the nutrition of cattle. I. Effect of feeding vitamin E poor rations on reproduction, health, milk production, and growth. J Dairy Sci 1949; 32:495-508.
18. Hoeben D, Burvenich C, Eppard PJ, Hard DL. Effect of recombinant bovine somatotropin on milk production and composition of cows with *Streptococcus uberis* mastitis. J Dairy Sci 1999; 82:1671-1683.
19. Kirby CR, Smith MF, Keisler DH, Lucy MC. Follicular function in lactating dairy cows treated with sustained release bovine somatotropin. J Dairy Sci 1997; 80:273-285.
20. Lotan E, Sturman H, Weller JI, Ezra E. Effects of recombinant bovine somatotropin under conditions of high production and heat stress. J Dairy Sci 1993; 76:1394-1402.
21. Luna-Domínguez JE, Enns RM, Armstrong DV, Ax RL. Reproductive performance of Holstein cows receiving somatotropin. J Dairy Sci 2000; 83:1451-1455.
22. McClure TJ. Nutritional and metabolic infertility in the cow. Wallingford (United Kingdom): CAB International; 1994.
23. McGuffey RK, Wilkinson JID. Nutritional implications of bovine somatotrophin for the lactating dairy cow. J Dairy Sci 1991; 74:1263-1276.
24. Ocampo CL. Evaluación de la respuesta en producción láctea de somatotropina bovina (STB) al administrarse vía subcutánea a vacas lecheras en lactancia en un hato comercial. Vet México 1992; 23:197-199.
25. Oldenbroek JK, Garssen GJ. Effects of treatment of dairy cows with recombinant bovine somatotropin over three or four lactations. J Dairy Sci 1993; 76:453-467.

26. Peel CJ, Bauman DE. Somatotropin and lactation. J Dairy Sci 1986; 70:475-485.

27. Peel AN, Tsang DS, Howlett BA, Huyler MT, Meserole VK, *et al.* Nutrition, feeding and calves-effects of a prolonged-release formulation of sometribove (n- methionyl bovine somatotrophin) on jersey cows. J Dairy Sci 1992; 75:3416-3431.

28. Statistical Analysis Systems. SAS®, Version 6, 4ª ed. User's Guide: Statistics. SAS Inst Inc, Cary, NC. 1996.

29. Stehr W, Twele B, Rosales L. Uso de somatotrofina recombinante en vacas lecheras. Arch Zoot 2001; 50:419-422.

30. Sullivan JL, Huber JT, DeNise SK, Hoffman RG, Kung L, *et al.* Factors affecting response of cows to beweekly injections of sometribove. J Dairy Sci 1992; 75:756-763.

31. Vargas A, Osorio CA, Loaiza J, Villa NA, Ceballos A. Efecto del uso de una somatotropina bovina recombinante (STbr) en vacas lecheras a pastoreo bajo condiciones tropicales. Arch Med Vet 2006; 38:33-38.

32. Vries MJ, Veerkamp RF. Energy balance of dairy cattle in relation to milk production variables and fertility. J Animal Sci 2000; 83:62-69.

33. White TC, Madsen KS, Hintz RL, Sorbet RH, Collier RJ, *et al.* Clinical mastitis in cows treated with sometribove (recombinant bovine somatotropin) and its relationship to milk yield. J Dairy Sci 1994; 77:2249-2260.

34. Wildman EF, Jones GM, Wagner PE, Boman RL. A dairy cow body condition scoring sistem and its relationship to selected production caracteristics. J Dairy Sci 1982; 65:495-503.

35. Wolfinger R, Chang M. Comparing the SAS® GLM and MIXED procedures for repeated measures. s.f. URL: http://www.sas.com/rnd/app/papers/mixedglm.pdf