



Revista Facultad Nacional de Agronomía -
Medellín

ISSN: 0304-2847

rfnagron_med@unal.edu.co

Universidad Nacional de Colombia
Colombia

Ramírez Guerra, Natalia; Correa Londoño, Guillermo; Echeverry Zuluaga, José Julián
Efecto del Intervalo entre Ordeños sobre el Recuento de Células Somáticas en Vacas Holstein en
Condiciones Tropicales
Revista Facultad Nacional de Agronomía - Medellín, vol. 64, núm. 1, enero-junio, 2011, pp. 5909-5916
Universidad Nacional de Colombia
Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=179922364015>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Efecto del Intervalo entre Ordeños sobre el Recuento de Células Somáticas en Vacas Holstein en Condiciones Tropicales

Effects of Interval among Milkings on Somatic Cell Count in Holstein Cows in Tropical Conditions

Natalia Ramírez Guerra¹; Guillermo Correa Londoño² y José Julián Echeverry Zuluaga³

Resumen. La mastitis es la enfermedad que mayores pérdidas económicas ocasiona a las ganaderías de leche en el mundo, y el recuento de células somáticas (RCS) es una manera indirecta de medir la incidencia de esta infección. El intervalo entre ordeños es un factor que afecta el RCS, dificultando la precisión en la estimación de este, en programas de control de producción lechera y mejoramiento animal en los que solo se hagan mediciones en uno de los dos ordeños. El objetivo fue diseñar un modelo de predicción para el RCS total día, a partir de muestreos parciales en un solo ordeño, para ser utilizados posteriormente en programas de estimación de valores genéticos para la característica. La investigación fue realizada en tres hatos con 182 vacas Holstein, la información fue analizada mediante un modelo de regresión múltiple donde se encontró que los parámetros con mayor incidencia sobre el RCS fueron: número de parto, intervalo entre ordeños y días en lactancia. Posteriormente, a partir de los efectos significativos se ajustó un modelo de regresión múltiple definitivo que permite predecir el recuento de células somáticas día, a partir de muestreos parciales. Los coeficientes de regresión calculados para el intervalo entre ordeños y los días de lactancia con respecto al recuento de células somáticas fueron 13,4619 y 0,259182 respectivamente. Este modelo tuvo un coeficiente de determinación r^2 de 0,953 convirtiéndose en un buen predictor de este parámetro.

Palabras clave: Mastitis bovina, industria lechera, efectos ambientales, factores de corrección.

Abstract. Abstract. Mastitis is the disease that causes the greatest economic losses in dairy herds in the world. Somatic cells count (SCC) is an indirect way of measuring the incidence of this infection. Milking interval is a factor that affects the SCC, preventing its accurate estimation in milk production control programs and animal improvement programs in which measurements are taken only in one of the two milkings. This research was aimed to obtain a prediction model for daily total SCC, based on information from a single milking, to be used on programs for estimating the RCS genetic values. The research was conducted on three herds with 182 dairy cows. Information was evaluated by multiple regression techniques, finding that the parameters that influenced SCC the most, were parity, milking interval and days in milk. A final multiple regression model was fitted using only the significant effects, which predicts the daily total SCC from partial sampling. Regression coefficients for the intervals between milking and days of lactation were 13.4619 and 0.259182, respectively. The model had a coefficient of determination of 0.953, becoming a good prediction model for daily total SCC.

Key words: Bovine mastitis, milk industry, environmental effects, correction factors.

En el sector agropecuario la producción de leche es uno de los elementos con mayor participación económica en Colombia. Esta producción está influenciada por diversos factores ambientales y genéticos. Al respecto, en el año 2008, los ganaderos colombianos entregaron para consumo y transformación 6.500 millones de litros de leche, es decir, cerca de 18.000.000 L·día⁻¹. (FEDEGAN, 2008).

Para el pago de la leche al productor, se tiene en cuenta la composición y la calidad higiénica y sanitaria, la cual

está representada en términos de recuento de células somáticas (RCS) (Ibarraga, 2006). Los programas de control lechero son la base para cualquier tipo de análisis de genética cuantitativa y mejoramiento animal. Uno de los grandes limitantes de los programas de control de producción lechera, son los altos costos de los análisis de ambos ordeños y la inexactitud de los análisis en uno sólo de los ordeños. Al estimar un modelo que permita determinar producciones y composición total a partir de registros a.m. ó p.m., se logra una disminución de los costos de los programas

¹ Zootecnista. Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Facultad de Ciencias Agropecuarias. A.A. 1779, Medellín, Colombia. <naty_441@hotmail.com>

² Profesor Asociado. Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Facultad de Ciencias Agropecuarias. A.A.1779. Medellín, Colombia. <gcorrea@unal.edu.co>

³ Profesor Auxiliar. Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. Facultad de Ciencias Agropecuarias. A.A. 1779. Medellín, Colombia. <jjecheve@unal.edu.co>

Recibido: Marzo 01 de 2011; aceptado: Mayo 01 de 2011.

de control lechero en comparación de una supervisión de ambos ordeños y se mejora la confiabilidad de los resultados obtenidos (Lee y Wardrop, 1984). Mejoras en el manejo pueden controlar la mastitis, pero los organismos ambientales que causan la enfermedad no pueden ser erradicados. Además, las pérdidas económicas debido a la mastitis pueden aumentar debido a la desfavorable correlación genética entre producción de leche y esta enfermedad (Emanuelson *et al.*, 1988; Rodríguez, 2006).

El RCS ha sido utilizado para obtener información sobre la calidad de la leche cruda, las condiciones de higiene bajo las cuales se produce la explotación de origen y la conservación potencial de la leche pasteurizada y de los derivados (Reneau, 1986).

Aproximadamente el 99% de todas las células presentes en la leche de un cuarto infectado son glóbulos blancos, mientras que el 1% restante son células secretoras de leche provenientes del tejido mamario. Ambos tipos de células componen el recuento de células somáticas de la leche que generalmente se expresa por mL (Stephen y Nickerson, 2004).

El RCS es el indicador utilizado más frecuentemente para determinar mastitis subclínica en vacas lecheras, la causa más importante del aumento de RCS es una infección bacteriana de la glándula mamaria, aunque también hay factores no bacterianos que la afectan como la edad, etapa de la lactación, estación, intervalo entre ordeños y estrés (Dohoo y Meek, 1982).

Un paso importante pero no suficiente en la escogencia de reproductores viene dado por la medición de las características que se consideran de interés, pero se tiene una serie de fallas para realizar comparación entre animales dadas por los efectos ambientales (Verde, 2002). Son varios los factores ambientales que afectan la producción de leche y demás características de importancia como el RCS, entre ellos intervalo entre partos, producción de leche por lactancia, duración de la lactancia, intervalo entre ordeños, entre otros; esto es importante ya que pueden encubrir la verdadera capacidad genética del animal, para estos efectos los registros de producción son ajustados a una base ambiental común mediante los factores de corrección (Ochoa, 1991). Muchos efectos ambientales como el manejo, clima, alimentación y demás efectos inherentes a cada una de las explotaciones en un periodo de tiempo determinado, son comunes para los animales en producción en el mismo hato y año.

Comparaciones entre producciones de animales en el mismo hato-año no se encuentran afectadas por tales efectos. Sin embargo, las comparaciones hechas en diferentes hatos-años estarían sesgadas por el resultado de estos efectos (Delorenzo y Wiggans, 1986). Es por esto que se crearon los factores de corrección con el fin de minimizar el error medio ambiental en la comparación de animales con diferencias marcadas en cuanto a edad, raza, año de parto, época de parto, intervalo entre ordeños, entre otros (Arboleda *et al.*, 2001).

Los factores de corrección son definidos como algunas constantes utilizadas en la ganadería, con el fin de estandarizar los registros de producción de los animales a una misma base, de tal manera que sea posible realizar una evaluación de los mismos en las prácticas de selección (Cerón *et al.*, 2003).

Generalmente los métodos de corrección utilizan factores de tipo aditivo o multiplicativo aplicados a los registros de producción de leche u otra característica, debido a que el fenotipo es una expresión del genotipo y del medio ambiente; esto indica que a medida que se minimice el efecto de este último, la valoración fenotípica tendrá una mayor aproximación a la varianza genética de los individuos y como consecuencia los animales que presenten mejor calidad lo serán en virtud de la herencia (Falconer, 1970). Es importante el uso de los factores de corrección en programas de mejoramiento animal, pues es un paso previo a la estimación de parámetros genéticos (Liu *et al.*, 2000).

Según Ramírez *et al.* (2001), en ausencia de infección el promedio de células somáticas oscila entre 200.000 y 300.000, y recuentos superiores a 800.000 indican la presencia de una infección, pero estos autores no reportan variaciones entre ordeños de la mañana y de la tarde. Sin embargo, Cerón *et al.* (2007), encontraron que el recuento de células de la mañana y el de la tarde era afectado por diferentes factores como el hato, grupo racial y mes de parto y mostraron un rango de valores en el RCS de 59.000 a 193.000. También establecieron que el valor de RCS en las horas de la tarde fue mayor en todos los casos.

Con base en esta información, la hipótesis consiste en que el RCS es variable en ambos ordeños. Dada la necesidad de llevar a cabo programas de control de producción orientados al mejoramiento genético de los hatos y a la imposibilidad de realizar muestreos permanentes en ambos ordeños, los objetivos de esta investigación

fueron determinar el efecto del intervalo entre ordeños y algunos factores que afectan este parámetro y ajustar algunas ecuaciones de predicción que permitan estimar el RCS total a partir de muestreos parciales con base en el conocimiento de los demás factores.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio fue realizado en tres hatos lecheros en el departamento de Antioquia, (Colombia); el primero localizado en el municipio de Medellín, corregimiento Santa Elena, a una temperatura promedio de 14 °C, una altura de 2.500 msnm; los demás ubicados en el municipio de San Pedro de los Milagros, en las veredas El Despiste y Alto Medina, a una temperatura promedio de 14 °C y a una altura de 2.475 msnm.

Se utilizaron 182 vacas distribuidas en los tres sitios, Santa Elena, 117; Vereda el Despiste, 47 y Alto Medina, 18. La recolección de la información se llevó a cabo mediante mediciones y muestreos mensuales, durante 12 meses, en los dos ordeños del día, a todas las vacas en producción el día de la visita. En total, el análisis se hizo con 2.548 registros de producción diarios con información de 1.274 ordeños a.m. y el mismo número de ordeños p.m. Se recolectó hora de entrada al ordeño, la producción de leche, número de parto, época del parto y los días en lactancia en el momento de la toma de la muestra.

Debido a que el objetivo del trabajo no era establecer diferencias entre los hatos incluidos en el análisis, sino estimar una ecuación de ajuste para el RCS total del día a partir de estimaciones parciales, era deseable la existencia de variación en cuanto a manejo, alimentación y otros parámetros ambientales que pudieran afectar el RCS, sin embargo, los hatos seleccionados tenían condiciones de manejo similares (no iguales) y sistemas de producción especializados. El desbalance en el número de animales por hato no generó ningún sesgo en el análisis ya que no fue un objetivo del trabajo determinar el efecto del hato ni la variación entre los mismos.

El muestreo se realizó durante un periodo de un año y dos meses, entre diciembre del 2008 y febrero de 2010, para alcanzar lactancias completas de cada vaca. Las muestras fueron depositadas en viales especiales de laboratorio. El análisis químico se realizó, a partir de las muestras de leche individuales. Se determinó el recuento de células somáticas mediante Fossomatic®, el cual utiliza la técnica de citometría de flujo.

Análisis estadístico. Inicialmente se hizo un análisis descriptivo para conocer el comportamiento de algunas de las fuentes de variación en la población bajo estudio. Este y todos los análisis estadísticos fueron desarrollados en Statgraphics® Centurión.

El intervalo entre ordeños se agrupó en siete niveles iniciando con el intervalo de 8 h y teniendo una diferencia de media hora entre niveles, de la siguiente manera: nivel 1, 8 h; nivel 2, 8 h, 30 min; nivel 3, 9 h; nivel 4, 9 h, 30 min y así sucesivamente hasta completar los siete niveles.

Se realizó un análisis inicial exploratorio mediante un modelo de regresión múltiple, donde se determinó cuáles fuentes de variación tenían efecto significativo sobre la variable dependiente (recuento de células somáticas totales del día). El modelo inicial fue el que se describe a continuación:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Y_j + \beta_3 Z_k + \beta_4 W_l + \beta_5 W_m + \beta_6 V_n$$

Donde:

Y: Recuento de células somáticas total el día de muestreo.

β_0 : Intercepto estimado para la combinación de todos los efectos.

β_1 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto número de parto.

X_i : Efecto número de parto ($i = 1 - 12$).

β_2 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto días de lactancia.

Y_j : Efecto días de lactancia ($j = 1 - 7$).

β_3 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto recuento de células somáticas parcial a.m. ó p.m.

Z_k : Efecto recuento de células somáticas parcial a.m. ó p.m. ($k = 1 - 7$).

β_4 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto intervalo entre ordeños.

W_l : Efecto intervalo entre ordeños ($l = 1 - 7$).

β_5 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto época de parto.

W_m : Efecto época de parto ($m = 1 - 2$).

β_6 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto producción de leche (a.m ó p.m).

V_n : Efecto producción de leche ($n = 1 - 7$).

Se exploraron las distribuciones cuadráticas y cúbicas para cada una de las fuentes de variación y los niveles de significancia para definir el modelo definitivo para el análisis, así como su coeficiente de determinación (r^2).

Las variables incluidas en el modelo de predicción definitivo fueron aquellas que presentaron alta significancia en la

fase exploratoria. Se diseñó un modelo para predecir el recuento de células somáticas promedio día, a partir del recuento de células somáticas a.m. y otro para p.m., de acuerdo con los parámetros de significancia obtenidos luego de la ejecución del primer modelo.

El modelo definitivo utilizado para el cálculo del RCS total con base en el muestreo de la mañana, solamente incluyó el RCS a.m. como fuente de variación, ya que éste fue el único efecto que mostró significancia al análisis inicial.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i$$

Donde:

Y: Recuento de células somáticas total el día de muestreo.

β_0 : Intercepto estimado para la combinación de todos los efectos.

β_1 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto del RCS parcial a.m. sobre el RCS total.

X_i : RCS Parcial a.m.

El modelo definitivo utilizado para el cálculo del RCS total con base en el muestreo de la tarde, incluyó más fuentes de variación, pues este parámetro mostró estar mas afectado por las variables incluidas en esta investigación.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Y_j + \beta_3 Z_k + \beta_4 W_l + \beta_5 W_m + \beta_6 V_n$$

Donde:

Y: Recuento de células somáticas total el día de muestreo.

β_0 : Intercepto estimado para la combinación de todos los efectos.

β_1 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto número de parto.

X_i : Efecto número de parto i ($i = 1 - 12$).

β_2 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto días de lactancia.

Y_j : Efecto días de lactancia j .

β_3 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto recuento de células somáticas parcial a.m. ó p.m.

Z_k : Efecto recuento de células somáticas parcial p.m. k .

β_4 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto intervalo entre ordeños.

W_l : Efecto intervalo entre ordeños l ($l = 1 - 7$).

β_5 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto cuadrático del recuento de células somáticas parcial p.m.

W_m : Efecto cuadrático del RCS p.m.

β_6 : Coeficiente de regresión estimado para el efecto cuadrático de los días en lactancia.

V_n : Efecto días en lactancia.

Además, se estimó la correlación entre los valores predichos o estimados y los reales para determinar el ajuste del modelo.

RESULTADOS

Las medias y desviación estándar para la producción de leche total día en L y el RCS total día fueron 18,2±7,57 y 223,6±337,6 respectivamente. El número de parto, intervalo entre partos y duración de la lactancia, tuvieron valores de 3,2±2,1, 193±128 y 448±915, respectivamente. Los promedios para estos parámetros en los muestreos parciales y sus coeficientes de variación son mostrados en la Tabla 1.

Tabla 1. Media ± desviación estándar y coeficiente de variación para parámetros productivos y reproductivos, incluidos en el modelo de predicción del recuento de células somáticas total día, en vacas Holstein en condiciones tropicales.

ITEM	\bar{X}	D.E*	C.V (%)
RCS total x 1.000	223,6	337,6	1,5098
RCS a.m. x 1.000	208,6	285,1	1,3664
RCS p.m. x 1.000	239,5	470,7	1,9648
Producción leche total (L)	18,2	7,5	0,4150
Producción leche a.m. (L)	9,8	4,0	0,4060
Producción leche p.m. (L)	8,2	3,3	0,4092
Número de partos	3,2	2,1	0,6454
Duración de la lactancia (d)	193	128,3	0,66377
Intervalo entre partos (d)	448	915,2	0,00625

* D.E: Desviación Estándar.

Modelo de predicción a partir del recuento de células somáticas de la mañana (a.m.). Cuando se incluyó el RCS total día como variable dependiente y el RCS a.m. y las demás variables mencionadas como variables predictoras, se encontró que el

único predictor con efecto significativo ($P < 0,01$) fue el efecto del recuento de células somáticas parcial a.m.; por tanto, sólo esta fue incluida en el modelo de predicción definitivo como se muestra en la Tabla 2.

Tabla 2. Coeficientes de regresión estimados para los factores que afectan el recuento de células somáticas parcial a.m. en vacas Holstein en condiciones tropicales.

Parámetro	B y/x *	Significancia
RCS a.m.	0,970108	0,0000

* Coeficiente de regresión

De acuerdo con lo anterior, se construyó el siguiente modelo de predicción a partir del recuento de células somáticas parcial a.m.

$$Y = 12,5284 + 0,970108 (Z_k)$$

Donde

Y: Estimado del recuento de células somáticas total el día de muestreo.

Z_k : Recuento de células somáticas parcial a.m.

El coeficiente de determinación (r^2) para el modelo fue 0,935417 lo que significa que el recuento de células somáticas promedio día está explicado en un 93,5417% por el efecto recuento de células somáticas parcial a.m.

Se estimó la correlación (r) entre los datos reales y los predichos a partir del modelo anterior, con un valor de 0,8749. Este valor es un indicativo del grado de

asociación entre los valores estimados y los predichos, se puede decir que esta es una correlación alta que proporciona un nivel de confiabilidad aceptable para este modelo de regresión.

Modelo de predicción a partir del RCS de la tarde (p.m.). Se presentó alta significancia ($P < 0,01$), en el recuento de células somáticas total, el día de muestreo, número de parto, días en lactancia, recuento de células somáticas parcial p.m., intervalo entre ordeños, expresión cuadrática del recuento de células somáticas p.m. y expresión cuadrática de la duración de la lactancia, por tanto fueron incluidos en el modelo definitivo.

Para el modelo de predicción a partir del RCS parcial p.m. se estimaron los coeficientes de regresión con respecto al RCS total, donde todas las variables mostraron ser altamente significativas, estos coeficientes de regresión son presentados en la Tabla 3.

Tabla 3. Coeficientes de regresión estimados para los factores que afectan el RCS p.m. en vacas Holstein en condiciones tropicales.

Parámetro	B y/x *	Significancia
RCS p.m. x 1000	0,9	0,0000
Intervalo entre ordeños (días)	13,4	0,0083
Número de partos	3,3	0,0099
Duración de la lactancia (días)	0,2	0,0000
Expresión cuadrática de la duración de la lactancia	-0,0004020	0,0008
Expresión cuadrática del RCS p.m.	-0,0000674	0,0000

* Coeficiente de regresión

De acuerdo con lo anterior se construyó el siguiente modelo de predicción a partir del recuento de células somáticas parcial p.m. y las demás fuentes de variación significativas.

$$y = -174,45 + (0,949329 * Z_k) - (0,0000674372 * V_n) + (13,4619 * W_l + (3,32007 * X_i) + (0,259182 * Y_j) - (0,000402015 * T_0)$$

Donde:

Y: Estimado del recuento de células somáticas total el día de muestreo.

X_i: Número de parto _i (_i = 1 -12).

Y_j: Días de lactancia _j.

Z_k: Recuento de células somáticas parcial p.m.k

W_l: Intervalo entre ordeños _l (_l = 1 -7).

V_n: Expresión cuadrática del recuento de células somáticas p.m.

T₀: Expresión cuadrática de los días en lactancia.

El coeficiente de determinación (r²) para este modelo fue 0,953, lo que significa que el recuento de células somáticas promedio día, está explicado en un 95,3% por los efectos días de lactancia, recuento de células somáticas parcial p.m., número de parto y el intervalo entre ordeños y las expresiones cuadráticas de RCS y días en lactancia.

La correlación (r) obtenida entre los datos reales y los predichos a partir del modelo anterior es de 0,9099, lo cual indica que el modelo es altamente confiable como predictor del RCS total.

DISCUSIÓN

Los promedios de producción de leche se encuentran por encima de los parámetros de producción de los hatos lecheros del departamento de Antioquia; esto es debido a que los hatos seleccionados para esta investigación tienen una historia amplia de manejo genético controlado, utilizando inseminación artificial desde hace algunos años. El RCS promedio se encuentra dentro de los parámetros normales y es un poco más alto que lo mencionado por Cerón *et al.* (2007), quienes encontraron valores de 193,000 cel/ mL en un trabajo realizado en el norte de Antioquia.

Aunque se esperaba que algunas de las fuentes de variación incluidas en el modelo de predicción del RCS total a partir del RCS a.m. presentarían efecto significativo, el único efecto que presentó significancia fue el RCS a.m. En este caso el intervalo entre ordeños

que era el efecto que más se deseaba analizar, no presentó efecto significativo, indicando que cuando se dispone de la información del RCS de la mañana, se tiene información muy cercana a los valores de RCS total del día.

Para el modelo p.m. los efectos que presentaron significancia fueron el número de partos, los días en lactancia, efecto de células somáticas parciales a.m., p.m., el intervalo entre ordeños, expresión cuadrática del RCS p.m. y expresión cuadrática de la duración de la lactancia. Estos resultados son similares a los encontrados en un estudio que estima la variación día a día de la producción de leche y la composición de ésta, donde se aprecia que la variación en el RCS depende de factores como la época de lactancia y el número de partos (Forsbäck *et al.*, 2010). También en Colombia, en un estudio realizado en el municipio de San Pedro de los Milagros, se identificaron varios factores que afectaban la característica (Cerón *et al.*, 2007); sin embargo, en ese caso el efecto del mes de parto tuvo significancia, la cual no fue hallada en esta investigación en el caso de la época de parto.

Es importante tener en cuenta que los diferentes niveles de intervalo entre ordeños utilizados, no corresponden a promedios por hato, pertenecen al dato exacto del intervalo entre ordeños que tuvo cada una de las unidades experimentales (vacas), el día en que se llevó a cabo el muestreo. Por esto es posible que se haya registrado alguna inconsistencia en lo referente al efecto de esta fuente de variación sobre el RCS a.m. y p.m.; sin embargo, esto precisamente es lo que permitió que la investigación se acercara más a las condiciones reales de los hatos y a que los resultados puedan ser utilizados en investigaciones posteriores.

En otro estudio donde se pretendía identificar los factores que afectan el RCS se determinó que ha de tenerse en cuenta factores con más alta significancia fueron los días en lactancia y el número de partos (Adnan, 2007). Lo que coincide con los resultados obtenidos y corrobora la información de Forsbäck *et al.* (2010). Así mismo, Olde *et al.* (2007) encontraron como un efecto significativo, los días en lactancia.

Quist *et al.* (2008) realizaron un estudio similar en el que concluyeron que para el recuento de células somáticas, no hay significancia del número de partos ni tampoco de los días en lactancia, mientras que reportan un efecto de la época.

Según el resultado del presente estudio para el modelo de predicción a partir del RCS parcial p.m. el intervalo entre ordeños presenta significancia, pero en el modelo a.m. no la presenta; según Stelwagen (2008), se ha demostrado previamente que el aumento del RCS toma por lo menos 24 h y es debido principalmente a la afluencia de neutrófilos en la leche (Stelwagen *et al.*, 2008).

La diferencia entre los modelos puede radicar en la variación existente en el RCS, pues en el ordeño de la tarde el RCS tiende a ser más elevado que en el ordeño de la mañana. Esto es debido en parte a que el intervalo es más corto entre ambos ordeños y a la producción de menor cantidad de leche que se traduce en un efecto de concentración (Blowey y Edmondson, 1995; Cerón *et al.*, 2007).

El intervalo entre ordeños se presentó como una variable importante pero no determinante con respecto al RCS total del día. Muy pocas investigaciones en Colombia y en el resto del mundo, pudieron ser encontradas para realizar una comparación más precisa con respecto a resultados de otros investigadores. Para el caso de Colombia, no existen programas de control de producción lechera que permitan la realización de estas investigaciones. El tema en otras latitudes ha pasado a un segundo plano porque los sistemas de control permiten la evaluación y muestreo 2 veces en el día, lo cual evita tener que corregir por este parámetro.

CONCLUSIONES

Son diversos los factores que afectan el RCS total del día y este parámetro es variable cuando se determina a partir de muestreos parciales o totales. Además de esto, el intervalo entre ordeños se constituye en un factor a tener en cuenta si se desea tener estimados confiables de RCS total, en hatos en los cuales sólo se puede realizar una visita con un sólo muestreo en el día.

En los hatos lecheros del Departamento de Antioquia, los horarios de ordeños son ampliamente variables dependiendo de múltiples factores. A partir de los efectos que se encontraron significativos se generaron los modelos de predicción con los cuales se podrá obtener un dato confiable del RCS totales a partir del RCS parcial (a.m. - p.m.). Estos resultados son de gran utilidad para el desarrollo de programas genéticos, pues se podrá obtener información confiable de producciones totales, a partir de muestras parciales

que es lo que se realiza actualmente en programas de control lechero.

Lo establecido es un punto de partida para lograr un buen ajuste de las ecuaciones de predicción del RCS total, a partir de muestreos parciales. Sin embargo, sería de mucha utilidad que otras investigaciones se desarrollaran en el ámbito colombiano de tal manera que permitieran efectuar comparaciones conducentes a resultados más contundentes. Por ahora estas son las primeras ecuaciones de predicción que se presentan en este sentido y con base en los coeficientes de correlación calculados superiores al 0,9%, se podría decir que son utilizables en el medio, en la medida que no se desarrollen otras investigaciones que permitan fortalecer la propuesta actual.

BIBLIOGRAFÍA

- Adnan, M. 2007. Daily milk yield, non-fat dry matter content and somatic cell count of Holstein-Friesian and Brown-Swiss cows. *Acta Veterinaria* 57(5-6): 523-535.
- Arboleda, E., Valencia y C., Montoya, C. 1995. Comparación entre factores de ajuste multiplicativos y aditivos para producción por lactancia en un hato Holstein. *Revista Facultad Nacional de Agronomía, Medellín* 48(1-2): 41-68.
- Blowey, R. y P. Edmondson. 1999. Control de la mastitis en granjas de ganado vacuno de leche. Editorial Acribia, Zaragoza, España. 208 p.
- Cerón, M., H. Tonhati, C. Costa, C. Solarte y O. Benavides. 2003. Factores de ajuste para producción de leche en bovinos Holstein colombiano. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias* 16(1): 26-32.
- Cerón, M., E. Agudelo y J. Maldonado. 2007. Relación entre el recuento de células somáticas individual o en tanque de leche y la prueba CMT en dos fincas lecheras del departamento de Antioquia (Colombia). *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias* 20: 472-483.
- Delorenzo, M. and G. Wiggans. 1986. Factors for estimating daily yield of milk, fat, and protein from a single milking for herds milked twice a day. *Journal of Dairy Science* 69(9): 2386-2394.
- Dohoo, I. and A. Meek. 1982. Somatic cell counts in bovine milk. *Canadian Veterinary Journal* 23(4): 119-125.

- Emanuelson, U., B. Danell and J. Philipsson. 1988. Genetic parameters for clinical mastitis, somatic cell counts and milk production estimated by multiple-trait restricted maximum likelihood. *Journal of Dairy Science* 71(2): 467-476.
- Falconer, D. 1970 introducción a la genética cuantitativa. Décima edición. Editorial Acribia, México D.C. 490 p.
- Forsbäck, L., H. Lindmark-Månsson, A. Andrén, M. Åkerstedt, L. Andrée and K. Svennersten-Sjaunja. 2010. Day-to-day variation in milk yield and milk composition at the udder-quarter level. *Journal of Dairy Science* 93(8): 3569–3577.
- Ibarraga, A. 2006. Sistemas de pago de la leche en el mundo. p. 33-47. En: *Memorias V Seminario Internacional Competitividad en Carne y Leche*. Colanta, Medellín.
- Lee, A. and J. Wardrop. 1984. Predicting daily milk yield, fat percent, and protein percent from morning or afternoon tests. *Journal of Dairy Science* 67(2): 351-360.
- Liu, Z., R. Reents, F. Reinhardt and K. Kuwan. 2000. Approaches to estimating daily yield from single milk testing schemes and use of a.m. -p.m. records in test-day model genetic evaluation in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 83(11): 2672-2682.
- Ochoa, P. 1991. Mejoramiento genético del ganado bovino productor de leche. Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia. UNAM, México D.F. 5: 67-85.
- Olde, R., H. Barkema, W. Veenstra, F. Berg, H. Stryhn and R. Zadoks. 2007. Somatic cell count during and between milkings. *Journal of Dairy Science* 90(8): 3733–3741.
- FEDEGAN. 2006. Plan estratégico de la ganadería colombiana 2019, http://portal.fedegan.org.co/Documentos/pega_2019.pdf. 296 p.; consulta: enero 2009.
- Quist, M., S. LeBlanc, K. Hand, D. Lazenby, F. Miglior and D. Kelton. 2008. Milking-to-milking variability for milk yield, fat and protein percentage, and somatic cell count. *Journal of Dairy Science* 91(9): 3412–3423.
- Reneau, J. 1986. Effective use of dairy herd improvement somatic cell counts in mastitis control. *Journal of Dairy Science* 69(6): 1708–1720.
- Ramírez, N., G. Gaviria, O. Arroyave, B. Sierra y J. Benjumea. 2001. Prevalencia de mastitis en vacas lecheras lactantes en el municipio de San Pedro de los Milagros. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias* 14(1): 76-78.
- Rodríguez, G. 2006. Comportamiento de la mastitis bovina y su impacto económico en algunos hatos de la sabana de Bogotá, Colombia. *Revista de Medicina Veterinaria* 12:35-55.
- Stelwagen, K., V. Farr, G. Nicholas, S. Davis and C. Prosser. 2008. Effect of milking interval on milk yield and quality and rate of recovery during subsequent frequent milking. *Livestock Science* 114(2): 176–180.
- Stephen, C. y S. Nickerson. 2004. Las células somáticas y su efecto en la rentabilidad del hato lechero. En: *Memorias IV Seminario Internacional Competitividad en Carne y Leche*. Colanta, Medellín. 89 p.
- Verde, O. 2002. De bakewell al modelo animal en la selección de reproductores. pp. 1-8. En: *Memorias XI Congreso Venezolano de Producción e Industria Animal*. Valera 22 al 26 de Octubre. ULA-Trujillo, Venezuela.