

Veterinaria México

Volumen 35
Volume

Número 3
Number

Julio-Septiembre 2004
July-September

Artículo:

Comparación de ecuaciones para
estimar curvas de lactancia con
diferentes estrategias de muestreo en
bovinos Angus, Suizo y sus cruza

Derechos reservados, Copyright © 2004:
Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, UNAM

Otras secciones de
este sitio:

- 👉 Índice de este número
- 👉 Más revistas
- 👉 Búsqueda

*Others sections in
this web site:*

- 👉 *Contents of this number*
- 👉 *More journals*
- 👉 *Search*



Medigraphic.com

Comparación de ecuaciones para estimar curvas de lactancia con diferentes estrategias de muestreo en bovinos Angus, Suizo y sus cruzas*

Comparison of equations to estimate lactation curves using different sampling strategies in Angus and Brown Swiss cattle and their crosses

Rodolfo Ramírez Valverde**
José Guadalupe García-Muñiz**
Rafael Núñez Domínguez**
Agustín Ruiz Flores**
Ma. del Refugio Meraz Alvarado**

Abstract

The objectives of this study were to compare four equations to estimate lactation curves in Angus and European Brown Swiss cattle, as well as in their reciprocal-crosses, based on four sampling frequencies of milk production, and to determine the minimum number of samples to adequately predict lactation curves. Milk yield (MY) data (297 lactations) were collected weekly by the weigh-suckle-weigh technique up to 180 days after calving. Equations evaluated for each lactation were: 1) $Y_t = a \exp(bt+ct^2)$; 2) $Y_t = at^b \exp(-ct)$; 3) $Y_t = t/(a+bt+ct^2)$; and 4) $Y_t = a+bt+ct^2$. The sampling strategies were 26, 13, 7, and 4 measurements of daily MY during lactation. Friedman's test was used as the main criterion to compare the rank of the equations in each sampling frequency. The criterion to determine the minimum number of samples to properly fit lactation curves was the standard error of the estimated parameters on weekly sampling as compared to the other sampling strategies. The equation of best fit depended on cow's genotype and sampling strategy. However, equations 1 and 2 consistently showed the best performance regardless of sampling frequency and genotype studied. The similar values of standard errors for the parameters estimated when MY was registered weekly or every other week, suggest that either equation 1 or 2 is a good choice to fit lactation curves when daily MY is recorded every other week in the studied genotypes.

Key words: LACTATION CURVES, BEEF CATTLE, SAMPLING STRATEGIES OF MILK PRODUCTION.

Resumen

Los objetivos de este estudio fueron comparar cuatro ecuaciones para estimar curvas de lactancia en vacas Angus, Suizo Europeo y sus cruzas recíprocas, basado en cuatro frecuencias de medición de la producción de leche (PL), y determinar el número mínimo de muestreos para predecir adecuadamente las curvas de lactancia. Los datos de PL (297 lactancias) se colectaron semanalmente hasta 180 días posparto, utilizando la técnica de pesaje de becerros antes y después del amamantamiento. Para cada lactancia se evaluaron las ecuaciones: 1) $Y_t = a \exp(bt+ct^2)$; 2) $Y_t = at^b \exp(-ct)$; 3) $Y_t = t/(a+bt+ct^2)$; y 4) $Y_t = a+bt+ct^2$. Las estrategias de muestreo fueron 26, 13, 7 y 4 mediciones de PL durante la lactancia. La prueba de Friedman se usó como criterio principal para comparar la jerarquización de las ecuaciones en cada frecuencia de medición. El error estándar de los parámetros estimados en el muestreo semanal comparado con los obtenidos con las otras estrategias de medición, se usó como criterio para determinar el número mínimo de registros de PL con el fin de ajustar adecuadamente las curvas de lactancia. La ecuación de mejor ajuste dependió del genotipo de la vaca y la estrategia de muestreo. Sin embargo, las ecuaciones 1 y 2 presentaron de manera consistente el mejor comportamiento, bajo cualquier frecuencia de medición y genotipo estudiado. Los valores similares de los errores estándar para los pará-

Recibido para su publicación el 17 julio de 2003 y aceptado el 23 de enero de 2004.

* Este trabajo forma parte de la tesis de maestría en ciencias en producción animal del último autor.

** Posgrado en Producción Animal, Universidad Autónoma Chapingo, km 38.5, Carretera México-Texcoco, Chapingo, 56230, Estado de México, México. E-mail: rodolfov@correo.chapingo.mx

metros estimados, cuando la PL se registró catorcena o semanalmente, sugieren que la ecuación 1 o 2 con registros de PL diaria cada catorcena es una buena alternativa para ajustar curvas de lactancia en los genotipos estudiados.

Palabras clave: CURVAS DE LACTANCIA, BOVINOS PARA CARNE, ESTRATEGIAS DE MUESTREO DE PRODUCCIÓN DE LECHE.

Introduction

Milk yield (MY) is an economically important trait in beef cattle. The positive correlation between dams' MY and the weaning weights of their calves indicates that MY is the major factor influencing the pre-weaning weight gain of calves.¹⁻³ In beef cattle, the measurement of milk yield is not a common practice in commercial herds, due to the difficulty to obtain MY records. However, MY data and estimation of lactation curves are subjects of research in beef cattle.⁴⁻⁶ Accurate description and prediction of lactation curves for cows of different genotypes are important because they allow a better understanding of the production systems, give useful information in the development of selection strategies, help to determine optimum strategies of production and management to improve cow/calf yield efficiency, and allow to genetically modify lactation curves of animals.⁷⁻⁹

Several mathematical models have been proposed to describe MY through lactation in domestic animals. In dairy cattle, equations to model lactation curves have been extensively studied.⁹⁻¹¹ The most widely used equation was derived from the incomplete gamma function, which was proposed by Wood.¹² However, in domestic animals like beef cattle, only few equations have been suggested and recommended.

Currently, information on the comparison of equations under different sampling strategies and frequencies of milk records throughout lactation in beef cattle is scarce. In studies done to model lactation curves, sampling frequency during lactation has fluctuated from weekly to few daily MY records. However, there is no information on the accuracy to fit for different equations, when they are fitted considering different sampling strategies of daily MY. In addition, for domestic animals such as beef cattle, for which recording of MY is difficult, it is important to know the minimum number of samples required to appropriately fit lactation curves.

Ramirez *et al.*¹³ compared eight equations to fit lactation curves in Angus, Brown Swiss, and their reciprocal-crosses. When daily MY was recorded weekly, they concluded that the best fit was provided by the incomplete gamma,¹² exponential parabolic,¹⁴ inverse exponential parabolic functions,¹⁵ and quadratic linear regression.¹⁶ However, it may be useful

Introducción

La producción de leche (PL) es una característica económicamente importante en bovinos para carne. La correlación positiva entre la PL de las vacas y el peso al destete de sus becerros, indica que ésta constituye el factor de mayor influencia en la ganancia de peso predestete de los becerros.¹⁻³ En bovinos para carne, la medición de la producción de leche no es una práctica común en los sistemas de producción comercial, debido, entre otras cosas, a la dificultad para obtener los registros de PL. Sin embargo, la PL y la estimación de curvas de lactancia son utilizadas en investigaciones de bovinos para carne.⁴⁻⁶ La predicción y descripción más exactas de las curvas de lactancia en vacas de diferentes genotipos son importantes porque permiten entender mejor los sistemas de producción, proporciona información útil en el desarrollo de estrategias de selección, ayuda a determinar estrategias óptimas de producción y manejo para mejorar la eficiencia de producción vaca-becerro, y permite modificar genéticamente las curvas de lactancia de los animales.⁷⁻⁹

Para describir la PL a través de la lactancia en animales domésticos, se han propuesto diversos modelos matemáticos. En ganado lechero, la modelación de las curvas de lactancia ha sido objeto de extensa investigación.⁹⁻¹¹ La ecuación más ampliamente utilizada fue derivada de la función gama incompleta que propuso Wood;¹² sin embargo, en animales domésticos similares a bovinos para carne, sólo se han propuesto y recomendado pocas ecuaciones.

Actualmente la información es escasa en cuanto a la comparación de ecuaciones con diferentes estrategias de muestreo y frecuencias del registro de producción de leche a través de la lactancia en bovinos para carne. En estudios para modelar curvas de lactancia, la frecuencia de muestreo durante ésta ha fluctuado desde semanal hasta pocos registros de PL diaria. Sin embargo, no existe información sobre la bondad de ajuste de diferentes ecuaciones cuando éstas se ajustan considerando diferentes estrategias de intervalos de registro de PL. Adicionalmente, para animales domésticos como los bovinos para carne, donde la medición de PL es difícil, es importante conocer el número mínimo de registros de PL que se requiere para ajustar adecuadamente las curvas de lactancia.

to know if the rank of the equations is maintained when they are fitted with a reduced number of daily MY samples. The objectives of this study were to compare four equations to estimate lactation curves in Angus, European Brown Swiss, and their reciprocal-crosses, based on four sampling frequencies of daily milk recording during lactation, and to determine the minimum number of samples to adequately predict lactation curves.

Material and methods

Origin of the data

Data came from cows of a complete dialectic cross-breeding experiment at the research station of the University of Chapingo, in a temperate climate using Angus (A) and European Brown Swiss (B) breeds. From 1981 to 1987, cows grazed on a mixed pasture composed by alfalfa (*Medicago sativa* L.) and orchard grass (*Dactylis glomerata* L.) for approximately four hours a day, and supplemented on feedlot with corn silage (*Zea mays* L.) and concentrate. From 1988 to 1993, cows were fed on feedlot; their ration was composed by corn silage, hay or fresh alfalfa, and small portions of concentrate. Calves had access to cow's feed all the time, but intake of solid feed began for some animals approximately after three to four months of age, and weaning was at 180 days of age.

Daily MY was collected weekly, up to 180 days by the weigh-suckle-weigh technique. Cows were separated from their calves late in the afternoon and joined again approximately 12 h later for milk recording. The weight difference of calves before and after suckling for about 15 to 30 minutes was considered the cow's MY during 12 hours. Daily MY was calculated as twice the 12 hours milk record. Residual milk was obtained manually when required, and added to the milk consumed by the calf. Incomplete lactations or MY of cows with twin calves were discarded. Analyses considered 297 lactations from 100 cows with ages between two and 12 years old, and calving from 1982 to 1993. Numbers of cows and lactation records for A, B, and reciprocal crosses (AB, including A × B and B × A) were, 36 and 136, 40 and 109, and 24 and 52 respectively.

Description of the equations

For the prediction of the lactation curves of individual cows, observed MY was fitted to each of the following equations:

$$Y_i = a \exp(bt + ct^2) \quad (1)$$

$$Y_i = at^b \exp(-ct) \quad (2)$$

$$Y_i = t/(a + bt + ct^2) \quad (3)$$

Ramírez *et al.*¹³ compararon ocho ecuaciones para ajustar las curvas de lactancia de vacas Angus, Suizo y sus cruza cuando la frecuencia de medición de PL fue semanal. Estos investigadores concluyeron que las funciones gama incompleta,¹² parabólica exponencial,¹⁴ inversa parabólica exponencial,¹⁵ y la regresión lineal cuadrática,¹⁶ proporcionaron los mejores ajustes de las curvas de lactancia de esos genotipos. Sin embargo, es útil conocer si la jerarquización de las ecuaciones se mantiene cuando se tiene un número reducido de muestreos de la PL diaria. Los objetivos de esta investigación fueron comparar cuatro ecuaciones para estimar las curvas de lactancia de bovinos Angus, Suizo Europeo y sus cruza recíprocas, con cuatro frecuencias de medición de la producción de leche durante la lactancia, y determinar el número mínimo de muestreos necesarios para predecir adecuadamente las curvas de lactancia.

Material y métodos

Origen de los datos

La información utilizada proviene de los registros de producción de vacas en un experimento de cruzamiento dialéctico completo en clima templado, usando las razas Angus (A) y Suizo Europeo (S) en la Granja Experimental de la Universidad Autónoma Chapingo. De 1981 a 1987 las vacas pastorearon aproximadamente cuatro horas diarias en praderas de alfalfa (*Medicago sativa* L.) asociada con pasto ovillo (*Dactylis glomerata* L.), y se suplementaron en corral con ensilado de maíz (*Zea mays* L.) y concentrado. De 1988 a 1993 el sistema de alimentación fue intensivo, incluyendo ensilado de maíz, heno de alfalfa o alfalfa verde, y pequeñas cantidades de concentrado. Los becerros tuvieron acceso al alimento proporcionado a sus madres todo el tiempo, pero el consumo de sólidos inició en algunos animales aproximadamente después de los tres o cuatro meses de edad, y el destete fue a los 180 días de edad.

Los registros individuales de PL por día se coleccionaron semanalmente hasta los 180 días posparto, utilizando la técnica de pesaje de becerros antes y después del amamantamiento. Las vacas se separaron de sus becerros por la tarde, y se juntaron de nuevo aproximadamente 12 horas después para el amamantamiento del becerro. La PL se calculó por diferencia en el peso de los becerros antes y después del amamantamiento (que duró entre 15 y 30 minutos), considerándose esta diferencia como el peso de la leche consumida, la cual estima la PL en 12 horas. Esta producción se multiplicó por dos para calcular la PL diaria observada en esa semana. Cuando así fue requerido, la leche residual se obtuvo manualmente

$$Y_t = a + bt + ct^2 \quad (4)$$

where

Y_t = daily milk yield at day t ,

a , b , and c = parameters that define lactation the curves to be estimated.

Equation (1) is an exponential function, proposed by Sikka¹⁴ that considers the initial increase in MY. Equation (2) is an incomplete gamma function, proposed by Wood¹² to estimate the typical lactation curves of dairy cattle. Equation (3) is a derivation of equation (1), it was proposed by Nelder¹⁶ using an inverse exponential parabolic function. Equation (4) is a linear regression with time of recording in linear and quadratic form, recommended by Gaskins and Anderson¹⁶ to estimate lactation curves of beef cattle.

The estimated parameters of the first three equations and the last equation were obtained by nonlinear least squares (PROC NLIN) and linear regression (PROC GLM), respectively.¹⁷

Comparison of equations and sampling strategies

The main criterion to evaluate the fitness of the equations in each sampling strategy was the residual mean square (RMS). The RMS's equations were ranked in each lactation, and then the rank of the equations was compared using Friedman's test¹⁸ for each genotype and across genotypes. Another criterion to compare the equations was the number of cases with positive autocorrelation, according to Durbin-Watson's test, which indicates if the residuals were randomly distributed, and if they were reported across genotypes. The other additional criterion was the number of cases with abnormal predictions of MY in some day of the lactation, which is reported considering all the genotypes. Abnormal prediction of daily MY was considered when the equation predicted a negative value in some day of the lactation, or when the maximum predicted daily MY was extreme (more than 3.5 standard deviations from the average of maximum observed daily MY within genotype).

The above criteria were used with four sampling frequencies of daily MY, simulating the following four strategies during lactation: *a*) 26 measurements, *b*) 13 measurements, *c*) seven measurements, and *d*) four measurements. The first strategy used daily MY from weekly samples. The second, third and fourth strategies were generated by deleting observed daily MY data for some weeks of lactation. The second and third strategies considered daily MY records at intervals of 14 and 28 days, respectively. The fourth strategy used daily MY obtained in weeks 1, 5, 13, and 25

y se adicionó al registro de la leche consumida por el becerro. Las lactancias incompletas o la PL de vacas con partos gemelares se eliminaron. El análisis consideró 297 lactancias observadas de 100 vacas con edades que oscilaron entre dos y 12 años, con partos comprendidos en el periodo 1982-1993. En análisis preliminares no se observaron diferencias importantes en las comparaciones por diferente número de parto, por lo que los resultados se presentan sólo por genotipo y a través de genotipos. El número de vacas y lactancias para A, S, y sus cruzas recíprocas (AS, que incluyen $A \times S$ y $S \times A$) fueron 36 y 136, 40 y 109, y 24 y 52, respectivamente.

Descripción de las ecuaciones

Para la predicción de las curvas de lactancia se utilizó la PL observada para cada lactancia individual y se evaluaron con las ecuaciones siguientes:

$$Y_t = a \exp(bt + ct^2) \quad (1)$$

$$Y_t = at^b \exp(-ct) \quad (2)$$

$$Y_t = t/(a + bt + ct^2) \quad (3)$$

$$Y_t = a + bt + ct^2 \quad (4)$$

donde

Y_t = la producción de leche en el t -ésimo día de lactancia,

a , b y c = los parámetros que definen las curvas de lactancia a estimar.

La ecuación (1) es una función exponencial, propuesta por Sikka¹⁴ para considerar el incremento inicial en PL. La ecuación (2) es una función gama incompleta, propuesta por Wood¹² para estimar las curvas de lactancia típicas de bovinos lecheros. La ecuación (3) es una derivación de la ecuación (1), propuesta por Nelder¹⁶ usando la función inversa parabólica exponencial. La ecuación (4) corresponde a una regresión en función del tiempo en su forma lineal y cuadrática, recomendada por Gaskins y Anderson¹⁶ para estimar curvas de lactancia de bovinos para carne.

Los parámetros de las primeras tres ecuaciones y la última ecuación se estimaron por regresión no lineal (PROC NLIN) y lineal (PROC GLM) de cuadrados mínimos, respectivamente.¹⁷

Comparación de ecuaciones y estrategias de muestreo

El criterio principal para evaluar la bondad de ajuste de las ecuaciones en cada estrategia de muestreo fue el cuadrado medio del residual (CMR). Los CMR de las ecuaciones se jerarquizaron en cada curva de lactancia y los lugares jerárquicos de las ecuaciones se

after calving, to simulate sampling at early, intermediate, and final stages of the lactation.

Minimum number of samples to fit lactation curves

To determine the minimum number of samples of daily MY to properly fit a lactation curve, the standard errors of the estimated parameters from the weekly sampling strategy were compared to those obtained with the other sampling strategies. When the standard errors of the estimated parameters from 26 measurements were similar to those obtained with other strategy, the later was considered to be a better option, since it includes a lower number of daily MY measurements. This was carried out only with those equations that showed the best performance in previous analyses. The milk yield parameters for each lactation curve were obtained using the predicted daily MY. The parameters considered were total milk yield (TMY), kg; maximum daily milk yield (MMY), kg; day at maximum milk yield (DMMY), days; and persistency (PER, defined as the ratio of daily MY in the last day of lactation on MMY, expressed as a percentage).

Results

Comparison of equations with different sampling strategies

Table 1 shows the rank of the four equations for each sampling frequency, by genotype and across genotypes. In general, differences in rank ($P < 0.05$) were observed for the four sampling strategies within and across genotypes.

There were no differences ($P > 0.05$) among the compared equations for cows A with any measurement frequency, and for cows of each genotype and across genotypes with four measurements of daily MY. Equations 1, 2, and 4 had the best fit ($P < 0.05$) for the 26 samples strategy with cows B, AB, and across genotypes. The same pattern was observed for the 13 samples strategy with cows B and across genotypes, and for the seven samples strategy with cows AB. For cows AB with 13 samples of MY, and for cows B and across genotypes with seven samples strategy, the best equations ($P < 0.05$) were 1, 2, and 3.

Percentages of positive autocorrelation and abnormal predictions of daily MY for the four equations with the four sampling strategies are shown in Table 2. In general, the percentage of cases with autocorrelation for all the equations decreased as the number of daily MY samples decreased, but equation 3 had the highest percentage of cases for any sampling strategy (0.7%

compararon usando la prueba de Suma de Rangos de Friedman,¹⁸ dentro de cada genotipo y a través de genotipos. Otro criterio para la comparación de las ecuaciones fue el número de lactancias con autocorrelación positiva, de acuerdo con el estadístico de Durbin-Watson, que indica si los residuales se distribuyeron aleatoriamente y son descritos considerando los tres genotipos. El otro criterio adicional fue el número de casos con predicciones anormales de PL en algún día de la lactancia, los cuales son notificados considerando todos los genotipos. La predicción anormal de PL fue considerada cuando la ecuación predijo un valor negativo en algún día de la lactancia, o cuando la máxima PL diaria fue extrema (más de 3.5 desviaciones estándar del promedio de las producciones máximas observadas dentro de cada genotipo).

Esos criterios de comparación se usaron para cuatro diferentes frecuencias de medición de la PL diaria, simulando las siguientes cuatro estrategias de muestreo durante la lactancia: *a*) 26 mediciones, *b*) 13 mediciones, *c*) siete mediciones, y *d*) cuatro mediciones. La primera estrategia correspondió a la PL diaria proveniente de muestreos semanales. Las segunda, tercera y cuarta estrategias se generaron mediante la eliminación de las producciones observadas en ciertas semanas de la lactancia. La segunda y tercera estrategias consideraron la PL diaria proveniente de muestreos cada 14 y 28 días, respectivamente. La cuarta estrategia consideró la PL diaria obtenida en las semanas 1, 5, 13 y 25 después del parto, para simular el muestreo de PL al inicio, y en las etapas intermedia y final de la lactancia.

Número mínimo de muestreos para ajustar las curvas de lactancia

Con el propósito de determinar el número mínimo de muestreos de PL diaria para ajustar adecuadamente las curvas de lactancia, los errores estándar de los parámetros estimados obtenidos con la estrategia de muestreo semanal se compararon con los obtenidos en las otras estrategias de muestreo. Cuando los errores estándar de los respectivos parámetros estimados con 26 mediciones fueron similares a los de otra estrategia, esta última se consideró mejor opción por incluir menor cantidad de mediciones de PL diaria. Lo anterior se realizó sólo con las ecuaciones que mostraron los mejores comportamientos en análisis previos. La estimación de los parámetros de producción de leche para cada lactancia individual se generó utilizando la PL diaria predicha. Los parámetros considerados fueron producción de leche total (PLT), kg; PL diaria al pico de máxima

Cuadro 1

JERARQUIZACIÓN DE CUATRO ECUACIONES PARA PREDECIR CURVAS DE LACTANCIA, CON CUATRO FRECUENCIAS DE MUESTREO DE PRODUCCIÓN DE LECHE DIARIA, POR GENOTIPO Y A TRAVÉS DE GENOTIPOS

RANK OF FOUR EQUATIONS TO PREDICT LACTATION CURVES, WITH FOUR FREQUENCIES OF DAILY MILK YIELD SAMPLING, BY GENOTYPE AND ACROSS GENOTYPES

Rank ^a	Genotypes			Across Genotypes	
	Angus (A)	Brown Swiss (B)	Crosses (B x B y B x A)		
<i>Equations^b fitted with twenty six measurements</i>					
First	1	*	1 ^a	4 ^a	1 ^a
Second	2	*	2 ^{ab}	1 ^{ab}	2 ^a
Third	4	*	4 ^{ab}	2 ^{ab}	4 ^a
Fourth	3	*	3 ^b	3 ^b	3 ^b
<i>Equations^b fitted with thirteen measurements</i>					
First	2	*	4 ^a	3 ^a	2 ^a
Second	1	*	1 ^a	2 ^a	1 ^{ab}
Third	4	*	2 ^a	1 ^{ab}	4 ^{ab}
Fourth	3	*	3 ^b	4 ^b	3 ^b
<i>Equations^b fitted with seven measurements</i>					
First	2	*	2 ^a	1 ^a	2 ^a
Second	3	*	3 ^a	2 ^a	1 ^{ab}
Third	1	* 1a		4 ^a	3 ^{ab}
Fourth	4	*	4 ^b	3 ^b	4 ^b
<i>Equations^b fitted with four measurements</i>					
First	1	*	2 ^a	1 ^a	2 ^a
Second	4	*	4 ^a	2 ^a	1 ^a
Third	2	*	3 ^a	4 ^a	4 ^a
Fourth	3	*	1 ^a	3 ^a	3 ^a

^a Within genotype and measurement frequency of daily milk production, different letters in columns indicate statistical differences ($P < 0.05$).

^b 1 = Sikka [$Y_t = a \exp(bt + ct^2)$]; 2 = Wood [$Y_t = a t^b \exp(-ct)$]; 3 = Nelder [$Y_t = t / (\alpha + bt + ct^2)$]; 4 = Gaskins and Anderson [$Y_t = a + bt + ct^2$].

to 23.6%). Equation 3 also had the highest number of abnormal predictions of daily MY in some day of the lactation (13.5% to 26.3% and 14.8% to 21.5%, of negative values of daily MY and extreme prediction of maximum daily MY in some day of the lactation, respectively). Equation 4 also had negative values of predicted daily MY in some day of the lactation, but this happened only with the four measurements strategy (7.7%). Equation 2 also showed several lactations with extreme prediction of daily MY (2.7% to 4.7%) for the different sampling frequencies studied.

producción (PP), kg; día de la lactancia al pico de máxima producción (DPP), días; y persistencia (PER, definida como la relación entre la PL en el último día de la lactancia y la PP, expresada en porcentaje).

Resultados

Comparación de ecuaciones con diferentes estrategias de muestreo

El Cuadro 1 muestra la jerarquización de las

Determination of the minimum number of samples

Table 3 shows the standard errors of TMY, MMY, DMMY and PER, considering the four sampling strategies of MY for the parabolic exponential and incomplete gamma equations (equations 1 and 2, respectively). As expected in both equations, the result of reducing the number of observations of MY per animal was to increase the standard errors of the estimated parameters. However, the frequency of 13

cuatro ecuaciones para cada frecuencia de medición, por genotipo y a través de genotipos. En general se observaron diferencias ($P < 0.05$) en los valores jerárquicos para las frecuencias de muestreo dentro y a través de genotipos.

Tanto en las vacas A, en cualquier frecuencia de medición de PL, como para cada genotipo y a través de genotipos para cuatro registros de PL, no se detectaron diferencias ($P > 0.05$) entre las ecuaciones comparadas. Las ecuaciones 1, 2 y 4 tuvieron el mejor ajuste ($P < 0.05$) para 26 mediciones en el caso

Cuadro 2

PORCENTAJE DE LACTANCIAS CON AUTOCORRELACIÓN (AC), CON PRODUCCIÓN DE LECHE PREDICHA NEGATIVA (PN), Y CON PREDICCIÓN EXTREMA DE LA PRODUCCIÓN DE LECHE (PE), PARA CUATRO ECUACIONES CON CUATRO FRECUENCIAS DE MUESTREO DE PRODUCCIÓN DE LECHE

PERCENTAGE OF LACTATIONS WITH AUTOCORRELATION (AC), WITH NEGATIVE PREDICTED MILK YIELD (NP), AND WITH EXTREME PREDICTED MILK YIELD (EP), FOR FOUR EQUATIONS WITH FOUR SAMPLING FREQUENCIES OF MILK YIELD

Equation ^a		AC (%)	NP (%)	EP (%)
<i>Twenty six measurements</i>				
1	15.	8	0.0	0.0
2	18.	2	0.0	2.7
3	23.	6	13.5	18.2
4	16.	2	0.0	0.0
<i>Thirteen measurements</i>				
1	2.0		0.0	0.3
2	2.0		0.0	2.7
3	3.0		15.2	14.8
4	2.0		0.3	0.0
<i>Seven measurements</i>				
1	0.0		0.0	0.3
2	0.0		0.0	4.0
3	0.7		16.8	18.5
4	0.0		0.0	0.0
<i>Four measurements</i>				
1	0.0		0.0	0.3
2	0.7		0.0	4.7
3	0.7		26.3	21.5
4	0.7		7.7	0.0

^a 1 - Sikka [$Y_t = a \exp(bt + ct^2)$]; 2 - Wood [$Y_t = a t^b \exp(-ct)$]; 3 - Nelder [$Y_t = t / (a + bt + ct^2)$]; 4 - Gaskins and Anderson [$Y_t = a + bt + ct^2$].

Cuadro 3

ERRORES ESTÁNDAR DE PRODUCCIÓN TOTAL DE LECHE (TMP), PRODUCCIÓN DE LECHE AL PICO DE LACTANCIA (MMP), DÍA A LA MMP (DMMP), Y PERSISTENCIA (PER) OBTENIDOS CON DOS ECUACIONES Y CUATRO FRECUENCIAS DE MUESTREO DE PRODUCCIÓN DE LECHE

STANDARD ERRORS OF TOTAL MILK YIELD (TMP), MAXIMUM DAILY MILK YIELD (MMY), DAY AT MMY (DMMY), AND PERSISTENCY (PER) OBTAINED WITH TWO EQUATIONS AND FOUR SAMPLING FREQUENCIES OF DAILY MILK YIELD

Sampling Frequency	St TM	Standard Errors			
		Y (kg)	MMY (kg)	DMMY (d)	PER (%)
<i>Exponential parabolic function^a</i>					
26 samples		23.11	0.174	2.87	1.18
13 samples		23.30	0.184	2.99	1.25
7 samples		24.41	0.193	3.16	1.30
4 samples		26.28	0.207	3.21	1.37
<i>Incomplete gamma function^b</i>					
26 samples		23.09	0.506	2.70	1.27
13 samples		23.28	0.517	2.93	1.34
7 samples		24.32	0.670	3.04	1.38
4 samples		24.69	0.769	3.07	1.47

^a Exponential parabolic = Sikka [$Y_t = a \exp(bt + ct^2)$].

^b Incomplete gamma function = Wood [$Y_t = a t^b \exp(-ct)$].

measurements had only slightly higher standard errors (0.8% to 5.7% and 0.8% to 8.5%, for equations 1 and 2, respectively) than the frequency of 26 samples. Compared with their respective values obtained with 26 daily samples, strategies of seven or four measurements of daily MY, both equations overestimated the standard errors in more than 10% in at least one of the estimated parameters.

For equation 1 in the four or seven MY sampling strategies, moderate overestimations of standard errors were observed compared with the corresponding standard errors of the 26 MY sampling strategy, for any of the estimated parameters (5.6% to 19.0%). For equation 2, the standard errors of TMY were similar for any sampling strategy (the four, seven and 13 MY sampling strategies overestimated the standard errors of the 26 MY sampling strategy in less than 6.9%). However, the standard errors of the MMY were highly overestimated with frequencies of four or seven measurements compared with the frequency of 26 measurements (52.0% and 32.4%, respectively).

de las vacas S, AS, y a través de genotipos, así como para la frecuencia de 13 mediciones de PL en vacas S y a través de genotipos, y para la de siete muestreos en vacas AS. Sin embargo, las ecuaciones 1, 2 y 3, fueron las mejores ($P < 0.05$) para 13 muestreos de PL durante la lactancia en vacas AS, y para la de siete mediciones en vacas S y a través de genotipos.

Los porcentajes de autocorrelación positiva y predicciones anormales de PL diaria para las cuatro ecuaciones con las cuatro frecuencias de medición se muestran en el Cuadro 2. En general, el porcentaje de casos con autocorrelación decreció para todas las ecuaciones a medida que el número de muestreos de PL diaria decreció, pero la ecuación 3 tuvo los mayores porcentajes para cualquier frecuencia de muestreo (0.7% a 23.6%). La ecuación 3 también tuvo los números más altos de casos con predicciones anormales de PL diaria en algún día de la lactancia (13.5% a 26.3% y 14.8% a 21.5% de valores negativos de PL diaria y predicción extrema de la máxima PL diaria en algún día de la lactancia, respectivamente). La ecuación 4 también tuvo valores negativos de PL diaria predicha en algún día de la lactancia, pero esto ocurrió únicamente con la

Discussion

Comparison of equations with different sampling strategies

The rank differences of the equations in the four sampling strategies (Table 1) suggest that the equation of best fit to estimate lactation curves depends on the sampling frequency of daily MY and the cow's genotype. However, equations 1 and 2 showed the best performance ($P < 0.05$) under any sampling strategy or genotype studied. On the other hand, the worst fit of equations 3 and 4 ($P < 0.05$) for some genotypes and across genotypes in some sampling scenarios, suggests the inconvenience to use these equations in genotypes similar to the ones used in this study.

The lack of flexibility of equation 3 to fit different types of lactation curves has been reported in other studies. Papajcsik and Boder¹⁹ fitted lactation curves of Holstein cows in a subtropical climate using 20 equations (including equations 1, 2 and 3 of this study); equation 3 had the worst predictions in winter lactations. Landete-Castillejos and Gallego²⁰ compared seven equations (including all the equations of this study) to fit deer's lactation curves, using eight measurements of daily MY, and observed that equation 3 was one of the worst equations. Similarly, Ruiz *et al.*⁸ reported equation 3 as one of the worst equations to estimate lactation curves in Latxa sheep, using monthly samples of daily MY. Furthermore, the high frequency of cases of positive autocorrela-

estrategia de cuatro mediciones (7.7%). La ecuación 2 también mostró algunas lactancias con predicción extrema de PL diaria (2.7% a 4.7%) para las diferentes frecuencias de muestreo estudiadas.

Determinación del número mínimo de muestras

El Cuadro 3 muestra los errores estándar de PLT, PP, DPP y PER, considerando las cuatro estrategias de muestreo de la PL para las ecuaciones parabólica exponencial y gama incompleta (ecuaciones 1 y 2, respectivamente). Como se esperaba, en ambas ecuaciones el resultado de reducir el número de observaciones de PL por animal fue el incremento en los errores estándar de los parámetros estimados. Sin embargo, la frecuencia de 13 mediciones sólo produjo errores estándar ligeramente mayores (0.8% a 5.7% y 0.8% a 8.5%, para las ecuaciones 1 y 2, respectivamente) que la de 26 muestreos de PL. Para las estrategias de siete o cuatro mediciones, ambas ecuaciones sobreestimaron en más de 10% al menos uno de los errores estándar de los parámetros estimados, comparados con sus respectivos valores en la frecuencia de 26 muestreos de PL.

Para la ecuación 1 se observaron sobreestimaciones moderadas de los errores estándar con siete o cuatro registros de PL, respecto de la de 26 mediciones de PL, para cualesquiera de los parámetros estimados (5.6% a 19.0%). Para la ecuación 2, los errores estándar de la PLT fueron similares para cualquier

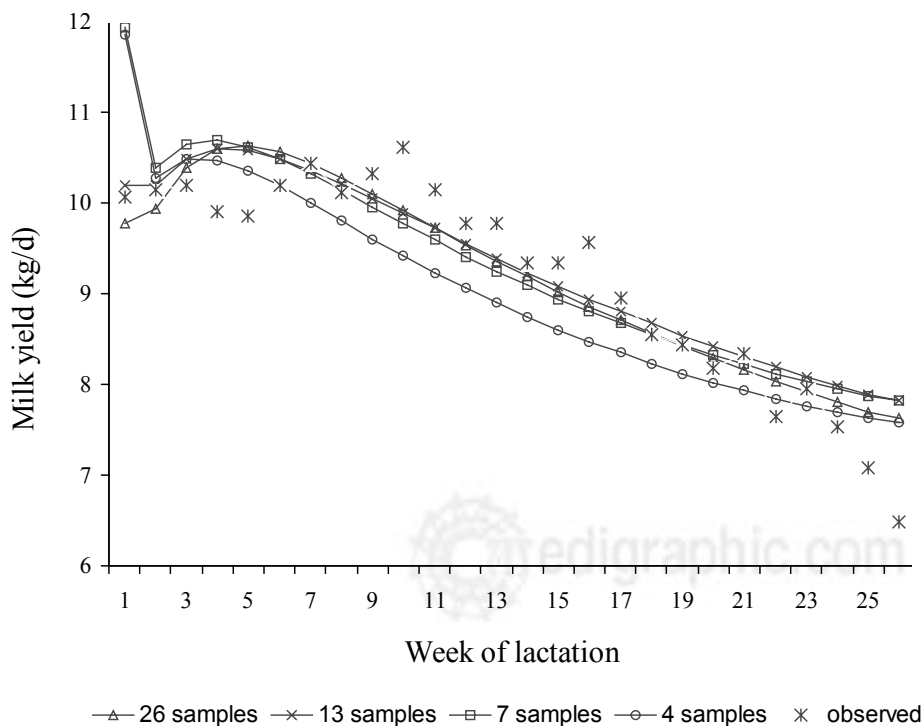


Figura 1. Producción de leche observada y comportamiento promedio ($n = 109$) de curvas de lactancia generadas con la ecuación inversa parabólica exponencial,¹⁵ en vacas Suizo con cuatro frecuencias de muestreo. Observed milk yield and average performance ($n = 109$) of lactation curves generated by the exponential inverse parabolic equation,¹⁵ in Brown Swiss cows with four sampling frequencies.

tion, and the highest proportion of lactations with at least one negative or extreme predicted MY on day of maximum yield (Table 2), confirms the disadvantage of using this equation. Contrary to these results, Vargas *et al.*⁹ found that equation 3 had a fewer number of cases of positive autocorrelation than equation 2 (15% and 20%, respectively) when fitting lactation curves of dairy cows.

The lack of fitness for observed MY with equation 3 is shown in Figure 1. In general, for all measurement frequencies considered, a considerable under and overestimation of MY is observed throughout lactation, with a fast initial rise to accomplish maximum yield. Whenever few samples are obtained (four and seven measurements), additional problems are observed of excessive predicted MY at early stages of lactation.

The computational simplicity to estimate parameters with equation 4, and the advantages reported in other studies,^{13,16} were not confirmed in this study, due to the worst fit in certain genotypes and sampling frequencies. The slight slopes generated by this equation during lactation (Figure 2) explain the absence of extreme predicted yield at maximum MY. The fact that equation 4 predicted negative values of daily MY in 7.7% of the lactations with sampling frequency of four measurements (Table 2), suggests a lack of fitness of this equation when the number of milk yield samples during lactation decrease.

Figure 2 shows, as an example, the average shape of the lactation curves generated by equation 4 for AB cows, with all sampling frequencies and the observed milk yield. In general, slight under and overestimation are observed at early and intermediate points of lactation, with considerable more problems when the number of samples of MY decreased during lac-

frecuencia de muestreo (las tres estrategias con reducción de muestreos sobreestimaron la del uso de 26 mediciones de PL en menos de 6.9%). Sin embargo, los errores estándar de la PP tuvieron sobreestimaciones altas con las frecuencias de cuatro o siete registros de PL, comparadas con la de 26 mediciones de PL (52.0% y 32.4%, respectivamente).

Discusión

Comparación de ecuaciones con diferentes estrategias de muestreo

Las diferencias en jerarquización de las ecuaciones para los diferentes tratamientos de muestreo (Cuadro 1) sugieren que la ecuación de mejor ajuste para estimar las curvas de lactancia depende de la frecuencia de registro de PL diaria y del genotipo de la vaca. Sin embargo, las ecuaciones 1 y 2 mostraron el mejor comportamiento ($P < 0.05$), bajo cualquier frecuencia de muestreo o genotipo estudiado. Por el contrario, el peor ajuste ($P < 0.05$) de las ecuaciones 3 y 4 para algunos genotipos y a través de genotipos en algunos escenarios de muestreo, sugiere la inconveniencia de utilizarlas en genotipos similares a los de este trabajo.

En otros estudios se ha informado la falta de flexibilidad de la ecuación 3 para ajustar diferentes tipos de curvas de lactancia. Papajcsik y Boderó¹⁹ estimaron las curvas de lactancia de vacas Holstein bajo clima subtropical con 20 ecuaciones (incluyendo las ecuaciones 1, 2 y 3 de este estudio); la ecuación 3 tuvo las peores predicciones en lactancias de invierno. Landete-Castillejos y Gallego²⁰ compararon siete ecuaciones (incluyendo todas las ecuaciones de este estudio) en la estimación de curvas de

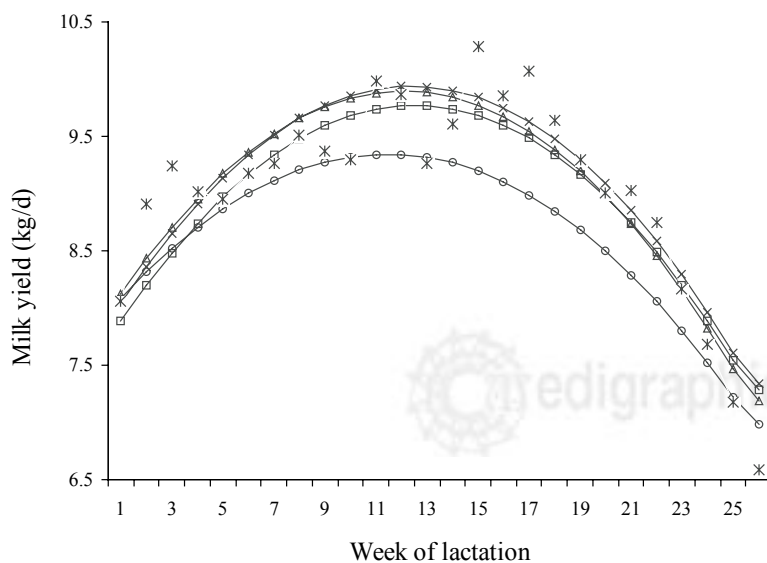


Figura 2. Producción de leche observada y comportamiento promedio ($n = 52$) de curvas de lactancia generadas por regresión lineal con tiempo de registro en sus formas lineal y cuadrática,¹⁶ en vacas Angus \times Suizo y Suizo \times Angus con cuatro frecuencias de muestreo. Observed milk yield and average performance ($n = 52$) of lactation curves generated by linear regression with time of recording in linear and quadratic form,¹⁶ in Angus \times Brown Swiss and Brown Swiss \times Angus cows with four sampling frequencies.

tation, reflecting the limited versatility of this equation to represent abrupt changes in milk yield during lactation.

The fact that the exponential parabolic and incomplete gamma equations (1 and 2, respectively) were statistically the best ($P < 0.05$), for any genotype and sampling strategy of daily MY during lactation (Table 1), indicates a better flexibility to fit lactation curves under several conditions.

Equation 1 has been reported with variable results when compared to other equations. Papajcsik and Bodero¹⁹ and Sherchand *et al.*²¹ eliminated this equation in preliminary analyses of Holstein cows, due to an asymmetry from predicted to observed data. On the other hand, Singh and Bhat²² and Bhat *et al.*²³ recommended equation 1 for Haryana cattle, and ranked this equation as intermediate among the compared equations. Using the same data from the present study, weekly measurements of MY, and comparing eight equations (including the ones from the present study), Ramirez *et al.*¹³ did not find a better equation ($P > 0.05$) than equation 1. Landete-Castillejos and Gallego²⁰ also recommended this equation for deer lactation curves, when compared to other six equations. These and the present results suggest a possible use of equation 1 for genotypes with lactation background similar to those used in the present study.

In general, the presence of positive autocorrelations in equations 1 and 2 only with the 26 MY sampling strategy, and the few cases of abnormal predicted lactations (Table 2) confirm the advantages of these equations under different sampling scenarios of daily MY.

The superior rank of equation 2 compared to the other equations, and its use in several environmental conditions, management systems and genotypes has been widely documented.^{10,20,24}

Some studies have reported variable percentages of cases with positive autocorrelation and negative predicted daily MY on curves generated with equation 2. Ruiz *et al.*⁸ estimated 8.1% of lactations with positive autocorrelation in Latxa sheep, while Vargas *et al.*⁹ observed 88.5% of cases in lactations of Holstein cows. Grossman and Koops²⁵ also found problems of positive autocorrelation in Holstein cows using equation 2.

Contrary to the results found in this study, other reports informed about the high percentage of abnormal predicted milk yield for equation 2. Scheneberger²⁶ and Ferris *et al.*²⁷ reported 21.8% and 15.0% of lactations with negative predicted milk yield in Brown Swiss and Holstein cows, respectively.

Similarities and differences between lactation curves generated with equations 1 and 2 are illustrated in Figures 3 and 4. In general, curves generated

lactancia de venados, usando ocho mediciones de PL diaria durante la lactancia, y observaron que la ecuación 3 fue una de las peores ecuaciones. Similarmente, Ruiz *et al.*⁸ también notificaron que la ecuación 3 fue una de las peores para estimar las curvas de lactancia de ovejas Latxa, usando muestreos mensuales de PL diaria. En adición a lo anterior, la alta frecuencia de casos con autocorrelación positiva, y la más alta proporción de lactancias con al menos una PL diaria predicha negativa o PL predicha extrema en el día de máxima producción (Cuadro 2), confirman la desventaja del uso de esta ecuación. Contrario a estos resultados, Vargas *et al.*⁹ encontraron que la ecuación 3 presentó menor número de casos de autocorrelación positiva que la ecuación 2 (15% y 20%, respectivamente) cuando ajustaron curvas de lactancia para ganado lechero.

La falta de ajuste de la ecuación 3 a la PL se observa en la Figura 1. En general, para todas las frecuencias de medición consideradas se observa considerable sub y sobreestimación de la PL a lo largo de la lactancia, con un rápido incremento inicial para llegar al pico de producción máxima. Para las menores frecuencias de muestreo de PL diarias (cuatro y siete mediciones) se observaron problemas adicionales de excesiva PL predicha a inicios de la lactancia.

La simplicidad computacional para la estimación de parámetros con la ecuación 4, y las ventajas descritas en estudios similares^{13,16} no fueron confirmadas debido al peor ajuste mostrado en ciertos genotipos y frecuencias de muestreo, al compararse con las otras ecuaciones. Las pendientes ligeras generadas por esta ecuación durante la lactancia (Figura 2) explican la ausencia de predicciones extremas al pico de PL máximo. El hecho de que la ecuación 4 predijo valores negativos de PL diaria en 7.7% de las lactancias con frecuencia de muestreo de cuatro mediciones de PL (Cuadro 2) sugiere un peor ajuste de esta ecuación cuando el número de muestras de PL diaria durante la lactancia decrece.

La Figura 2 muestra, como ejemplo, el comportamiento promedio de las curvas generadas por la ecuación 4 en vacas AS, con las diferentes frecuencias de medición de PL analizadas y la producción de leche observada. En general, se observaron sub y sobreestimaciones ligeras en los inicios y puntos intermedios de la lactancia, con problemas más acentuados a medida que se redujo el número de registros de PL durante la lactancia, lo que refleja la versatilidad limitada de esta ecuación para representar cambios abruptos de la PL durante la lactancia.

El hecho de que las ecuaciones gama incompleta y parabólica exponencial (1 y 2, respectivamente) fueran las mejores estadísticamente ($P < 0.05$), para

by equation 2 show a sharper increase or decrease in MY. These are similar forms to the so-called “typical” lactation curves of dairy cattle. On the other hand, equation 1 showed more gradual and conservative changes, that represent the changes that occur in animals not selected for milk production.

Determination of the minimum number of samples

The similar values of the standard errors of the estimated parameters for both, equations 1 and 2, when using 26 or 13 measurements of daily MY (Table 3), suggest the possibility of choosing the last sampling frequency to estimate, with similar accuracy, lactation curves in genotypes alike to those evaluated in this study. On the contrary, the higher values of the standard errors of the estimated parameters on daily MY frequencies of four and seven compared with the 26 daily MY sampling strategy, suggests more variability to estimate parameters of lactation curves; therefore, they could produce less accurate predictions of TMY, MMY, DMMY or PER.

The moderate overestimations of the standard errors when taking samples of monthly MY in equation 1 (Table 3), suggests that this sampling strategy as an alternative when MY samples are difficult to obtain. The similar standard errors of the TMY in equation 2 for any sampling strategy, suggests the possibility of using any of them, when the estimation of TMY is the purpose of the research. On the other hand, four or seven samples of MY are less accurate to estimate MMY.

In general, the results indicate the advantage of taking samples of daily MY every other week during lactation when using equations 1 or 2, as a practical alternative for studies of lactation curves under similar conditions to the present research.

The results of comparing equations with different sampling frequency of daily milk yield during lactation indicate that both, the exponential parabolic function proposed by Sikka¹⁴ and the incomplete gamma function proposed by Wood,¹² provide good alternatives to estimate lactation curves in Angus, Brown Swiss, and their reciprocal-cross cows, under any of the sampling strategies used in this study. It is recommended that daily milk yield could be sampled every other week during lactation, to obtain adequate predictions of lactation curves in beef cattle.

The problems shown by the inverse exponential parabolic function make this equation the worst alternative to predict lactation curves of Angus, Brown Swiss, and their reciprocal-cross cows. The problems found with the regression model, including linear and quadratic terms for time of measurement, restrict its use

cualquier genotipo y estrategia de muestreo de la PL diaria durante la lactancia (Cuadro 1), indica que estas ecuaciones son las de mayor versatilidad para tener buenos ajustes bajo diversas condiciones.

La ecuación 1 ha sido notificada con variabilidad en resultados cuando se ha comparado con otras ecuaciones. Papajcsik y Boderó¹⁹ y Sherchand *et al.*²¹ eliminaron esta ecuación en análisis preliminares con vacas Holstein, debido a la asimetría de los datos predichos con los observados. Por otro lado, Singh y Bhat²² y Bhat *et al.*²³ recomendaron la ecuación 1 para bovinos Harijana, y fue una ecuación intermedia en jerarquización entre las ecuaciones comparadas. Usando los datos del presente estudio, Ramírez *et al.*¹³ no encontraron mejor ecuación ($P > 0.05$) cuando se utilizaron frecuencias de mediciones semanales y al compararla con otras siete ecuaciones. Landete-Castillejos y Gallego²⁰ también recomendaron esta ecuación para curvas de lactancia de venados cuando se comparó con otras seis ecuaciones. Lo anterior y los resultados presentes sugieren la utilización de la ecuación 1 para el ajuste de lactancias de animales con genotipos similares a los utilizados en el presente estudio.

En general, la presencia de autocorrelaciones positivas en las ecuaciones 1 y 2 con sólo 26 mediciones de PL diaria durante la lactancia, y los pocos casos de lactancias predichas anormales (Cuadro 2) confirman las ventajas de estas ecuaciones bajo diferentes escenarios de muestreo de PL diaria. La superioridad de la ecuación 2 comparada con las otras ecuaciones, y su uso en diversas condiciones ambientales, sistemas de manejo y genotipos se ha documentado ampliamente.^{10,20,24}

Algunos estudios han documentado porcentajes variables de autocorrelación positiva y PL con predicciones diarias negativas en las curvas de lactancia generadas con la ecuación 2. Ruiz *et al.*⁸ estimaron 8.1% de lactancias con autocorrelación positiva en ovejas Latxa, mientras que Vargas *et al.*⁹ observaron 88.5% de casos en curvas de lactancia de vacas Holstein. Por otro lado, Grossman y Koops²⁵ también encontraron problemas de autocorrelación positiva en vacas Holstein usando la ecuación 2.

Contrario a los resultados obtenidos en este estudio, otros informes presentaron alto porcentaje de producciones de leche predichas anormalmente con la ecuación 2. Scheneberger²⁶ y Ferris *et al.*²⁷ notificaron 21.8% y 15% de lactancias con producción de leche predicha negativa en vacas Suiza y Holstein, respectivamente.

Las similitudes y diferencias entre las curvas generadas con las ecuaciones 1 y 2 son ilustradas en las figuras 3 y 4. En general, las curvas generadas por la ecuación 2 muestran cambios en aumento o dismi-

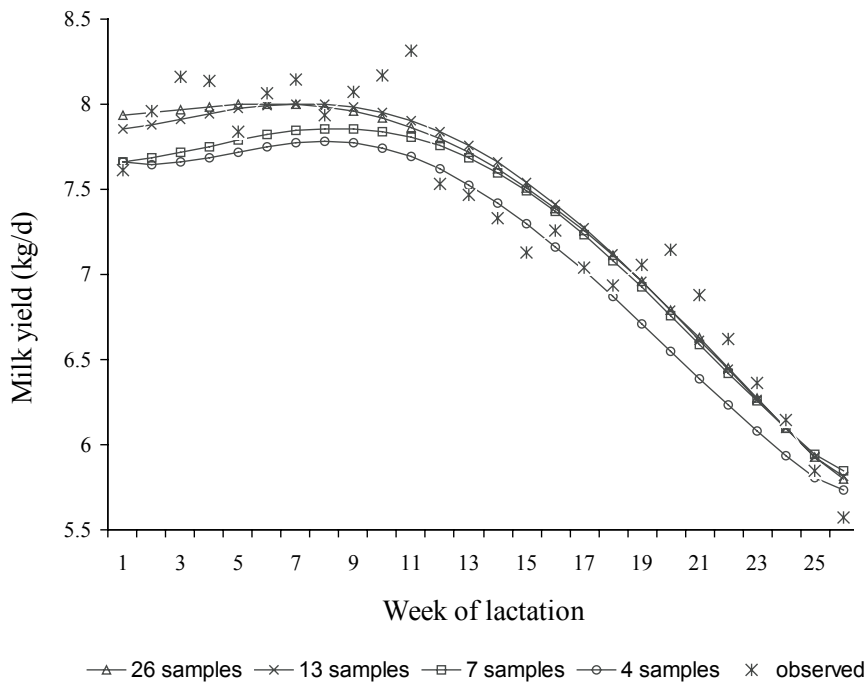


Figura 3. Producción de leche observada y comportamiento promedio ($n = 136$) de curvas de lactancia generadas con la ecuación parabólica exponencial,¹⁴ en vacas Angus con cuatro frecuencias de muestreo.

Observed milk yield and average performance ($n = 136$) of lactation curves generated by the parabolic exponential equation,¹⁴ in Angus cows with four sampling frequencies.

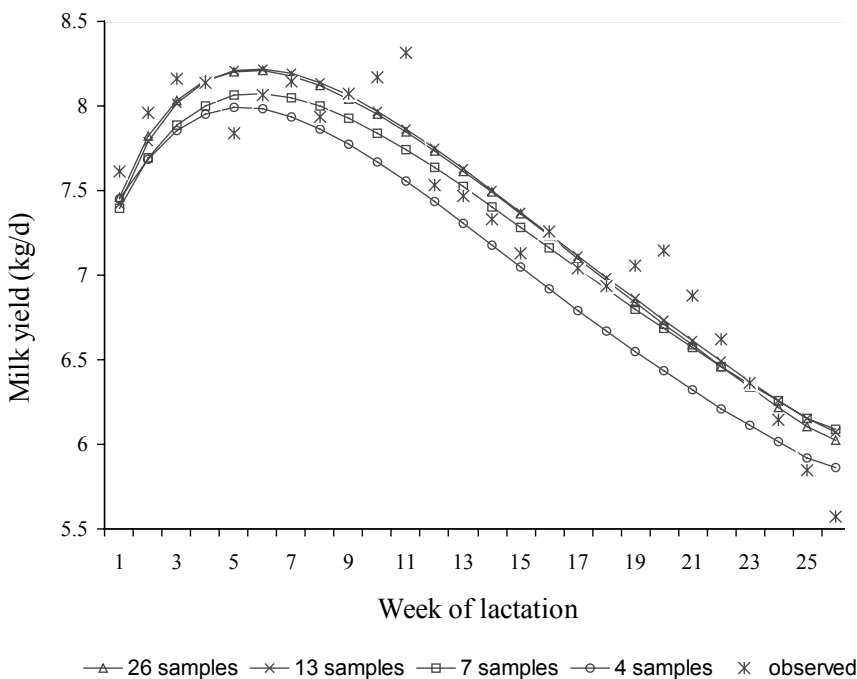


Figura 4. Producción de leche observada y comportamiento promedio ($n = 136$) de curvas de lactancia generadas con la ecuación gama incompleta,¹² en vacas Angus con cuatro frecuencias de muestreo.

Observed milk yield and average performance ($n = 136$) of lactation curves generated by the incomplete gamma equation,¹² in Angus cows with four sampling frequencies.

in situations when a few MY records are available during lactation.

Acknowledgements

We are thankful to the National Council for Science and Technology for the scholarship given to MRMA for her studies in animal production at the Autonomous University of Chapingo.

nación de la PL más rápidos, generando una forma similar a las curvas de lactancia llamadas “típicas” en ganado lechero. Por el contrario, la ecuación 1 mostró cambios graduales, y posiblemente más conservadores para representar los cambios que ocurren en animales que no han sido seleccionados para producción de leche.

Referencias

1. Montaña-Bermudez M, Nielsen MK. Biological efficiency to weaning and to slaughter of crossbred beef cattle with different genetic potential for milk. *J Anim Sci* 1990;68:2297-2309.
2. Meyer K, Carrick MJ, Donnelly BJP. Genetic parameters for milk production of Australian beef cows and weaning weight of their calves. *J Anim Sci* 1994;72:1155-1159.
3. Myers SE, Faulkner DB, Ireland FA, Parrett DF. Comparison of three weaning ages on cow-calf performance and steer carcass traits. *J Anim Sci* 1999;77:323-329.
4. García PMJ. Tiempo óptimo de secado en ganado mestizo Pardo Suizo-Brahman. *Gaceta Cienc Vet* 1997;2:5-22.
5. Akers RM. Selection for milk production from a lactation biology viewpoint. *J Dairy Sci* 2000;83:1151-1158.
6. Brown MA, Brown Jr AH, Jackson WG, Miesner JR. Genotype × environment interactions in milk yield and quality in Angus, Brahman, and reciprocal-cross cows on different forage systems. *J Anim Sci* 2001;79:1643-1649.
7. Varona L, Moreno C, García LA, Altarriba J. Bayesian analysis of Wood's lactation curve for Spanish dairy cows. *J Dairy Sci* 1998;81:1469-1478.
8. Ruiz R, Oregui LM, Herrero M. Comparison of models for describing the lactation curve of Latxa sheep and an analysis of factors affecting milk yield. *J Dairy Sci* 2000;83:2709-2719.
9. Vargas B, Koops WJ, Herrero M, Van Arendonk JAM. Modeling extended lactations of dairy cows. *J Dairy Sci* 2000;83:1371-1380.
10. Olori VE, Brotherstone S, Hill WG, McGuirk BJ. Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. *Livest Prod Sci* 1999;58:55-63.
11. White IMS, Thompson R, Brotherstone S. Genetic and environmental smoothing of lactation curves with cubic splines. *J Dairy Sci* 1999;82:632-638.
12. Wood PDP. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 1967;216:164-165.
13. Ramírez VR, Ramírez VG, Núñez DR, Tewolde MA. Curvas de lactancia en vacas Angus, Suizo Pardo y sus cruzas. II. Comparación de ecuaciones. *Agrociencia* 1998;32:325-330.
14. Sikka LC. A study of lactation as affected by heredity and environment. *J Dairy Res* 1950;17:231-252.
15. Nelder JA. Inverse polynomials, a useful group of multi factor response functions. *Biometrics* 1966;22:128-141.
16. Gaskins TC, Anderson DC. Comparison of lactation curves in Angus-Hereford, Jersey-Angus and Simmental-Angus cows. *J Anim Sci* 1980;50:828-832.
17. SAS®. User's Guide. Statistics. 8th ed. Cary (NC): SAS Institute Inc., 2001.
18. Myles H, Wolfe DA. Non-parametric statistical methods. New York (NY): John Wiley & Sons, 1973.
19. Papajcsik IA, Boderó J. Modelling lactation curves of

Determinación del número mínimo de muestras

Los valores similares de los errores estándar de los parámetros estimados para las ecuaciones 1 y 2, cuando se usaron 26 o 13 mediciones de PL (Cuadro 3), sugieren la posibilidad de escoger esta última estrategia de muestreo para estimar con exactitud similar las curvas de lactancia de genotipos como los evaluados en este estudio. Por el contrario, valores más altos de los errores estándar de los parámetros estimados para las frecuencias de cuatro y siete mediciones respecto de 26 muestreos de PL, sugieren mayor variabilidad para estimar parámetros de la curva de lactancia; por tanto, éstos pueden producir predicciones menos exactas de PLT, PP, DPP o PER.

Las sobreestimaciones moderadas en los errores estándar cuando se usan registros mensuales de PL en la ecuación 1 (Cuadro 3) sugieren que esta estrategia de muestreo puede ser una alternativa cuando se tienen dificultades para obtener registros de PL. Los errores estándar similares de la PLT obtenidos con la ecuación 2 para cualquier estrategia de muestreo sugieren la posibilidad de usar cualquiera de las estrategias, cuando la estimación de la PLT es el propósito de la investigación. Por el contrario, el uso de cuatro o siete intervalos de muestreo de PL es menos exacto para estimar la PP.

En general, los resultados indican que existen ventajas de tomar muestras de PL diaria cada catorce días durante la lactancia cuando se usan las ecuaciones 1 o 2, como una alternativa práctica para estudios de curvas de lactancia bajo condiciones similares a las de la presente investigación.

Los resultados de comparación de ecuaciones usando diferentes frecuencias de muestreo de producción de leche diaria, indican que la función parabólica exponencial propuesta por Sikka¹⁴ y la función gama incompleta propuesta por Wood,¹² son buenas alternativas para estimar las curvas de lactancia en vacas Angus, Suizo y sus cruzas recíprocas, bajo cualquiera de las estrategias de muestreo usadas en este estudio. Se recomienda el registro catorcenal de producción de leche diaria durante la lactancia, para obtener predicciones adecuadas de las curvas de lactancia en bovinos para carne.

Los problemas detectados con la función inversa parabólica exponencial, la hacen la peor ecuación para predecir curvas de lactancia de vacas Angus, Suizo y sus cruzas recíprocas. Los problemas encontrados con el modelo de regresión múltiple, incluyendo términos lineal y cuadrático para el tiempo de medición, restringen su uso a situaciones donde se tenga un número reducido de muestras de producción de leche diaria durante la lactancia.

- Friesian cows in a subtropical climate. *Anim Prod* 1988;47:201-207.
20. Landete-Castillejos T, Gallego L. Technical note: The ability of mathematical models to describe the shape of lactation curves. *J Anim Sci* 2000;78:3010-3013.
 21. Sherchand L, McNew RW, Kellogg DW, Johnson ZB. Selection of a mathematical model to generate lactation curves using daily milk yields of Holstein cows. *J Dairy Sci* 1995;78:2507-2513.
 22. Singh B, Bhat PN. Models of lactation curves for Haryana Cattle. *Indian J Anim Sci* 1978;48:791-797.
 23. Bhat PN, Kumar R, Garg RC. Note on comparative efficiency of various lactation curve functions in Haryana cattle. *Indian J Anim Sci* 1981;51:102.
 24. Hohenboken WD, Dudley A, Moody DE. A comparison among equations to characterize lactation curves in beef cows. *Anim Prod* 1992;55:23-28.

Agradecimientos

Los autores agradecen el apoyo del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, de México, por la beca otorgada a María del Refugio Meraz Alvarado para realizar sus estudios de maestría en ciencias en producción animal en la Universidad Autónoma Chapingo.

-
25. Grossman M, Koops WJ. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *J Dairy Sci* 1988;71:1598-1608.
 26. Schneeberger M. Inheritance of lactation curve in Brown Swiss cattle. *J Dairy Sci* 1981;64:475-483.
 27. Ferris TA, Mao IL, Anderson CR. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *J Dairy Sci* 1985;68:1438-1448.

