

CENTRO AGRONOMICO TROPICAL DE INVESTIGACION Y ENSEÑANZA
SUBDIRECCION GENERAL ADJUNTA DE ENSEÑANZA
PROGRAMA DE POSGRADO

CARACTERIZACION DE LA CURVA DE LACTANCIA Y UTILIZACION DE
REGISTROS PARCIALES EN GENOTIPOS LECHEROS BAJO
CONDICIONES DE TROPICO HUMEDO

Tesis sometida a la consideración del Comité Técnico
Academico del Programa de Posgrado en Ciencias Agrícolas y
de los Recursos Nturales del Centro Agronómico de
Investigación y Enseñanza, para optar al grado de

MAGISTER SCIENTIAE

Por

MIGUEL SANTIAGO CAMPOS

Turrialba, Costa Rica

1989

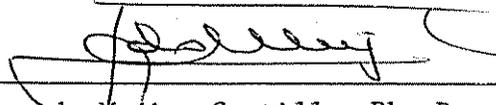
Esta tesis ha sido aceptada, en su presente forma, por la Coordinación del Programa de Estudios de Posgrado en Ciencias Agrícolas y Recursos Naturales Renovables del CATIE, y aprobada por el Comité Asesor del estudiante como requisito parcial para optar el grado de:

MAGISTER SCIENTIAE

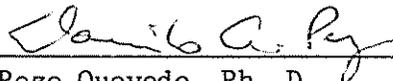
COMITE ASESOR:



Assefaw Tewolde Medhin, Ph. D.
Profesor- Consejero

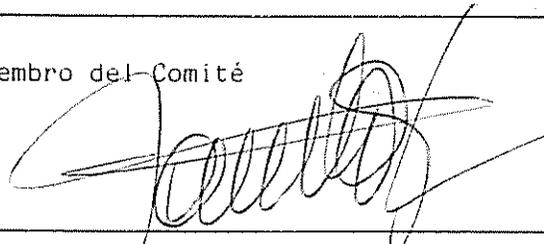


Fernando Mujica Castillo, Ph. D.
Miembro del Comité

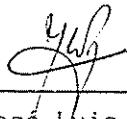


Danilo Pezo Quevedo, Ph. D.
Miembro del Comité

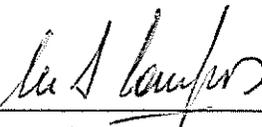
Miembro del Comité



Ramón Lastra Rodríguez, Ph.D.
Coordinador, Programa de Estudios de Posgrado



Dr. José Luis Parisí
Subdirector General Adjunto de Enseñanza



Miguel Santiago Campos
Candidato

DEDICATORIA

Con todo mi amor, respeto y admiración dedico este trabajo a Ines Caminos de Campos, mi mujer, por su cariño, paciencia y apoyo incondicional en todos los momentos de mi vida y sobre todo en aquellos más difíciles.

A mis hijos Felipe y Benjamín.

A mi madre.

RECONOCIMIENTO

Mi más sincero agradecimiento:

Al Dr. Assefaw Tewolde, mi Profesor Consejero. Su inigualable enseñanza, capacidad y dedicación hicieron posible la realización de este trabajo. Siempre lo recordaré como mi primer gran maestro de genética, así como también mi amigo. GRACIAS DR. TEWOLDE.

A los miembros del Comité Asesor, Dr. Fernando Mujica, Dr. Danilo Pezo y Dr. Pedro Ferreira, por sus importantes aportes y sugerencias.

A Denis Salgado, por su incalculable colaboración a lo largo de mis estudios de maestría y especialmente en el desarrollo de esta tesis, así como también por su sincera amistad. GRACIAS DENIS.

A mis compañeros de Mejoramiento Animal, José Luis Cardona, José Faustino Tavares, Alejandro Gallardo y Eduardo Casas, por su colaboración y amistad brindada.

A las secretarias del Area de Ganadería Tropical, especialmente a Lorena.

A los estudiantes del CATIE en general y especialmente a mi amigo Carlos Fuentes.

Al personal de la finca experimental de Ganadería Tropical del CATIE por su ayuda en la codificación de la información, especialmente a Jorge Cervantes y Julio Marshall.

A la Red de Investigación en Sistemas de Producción Animal en Latinoamérica (RISPAL), por el financiamiento de los gastos de compaginación de tesis.

Al Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza por la gran oportunidad brindada para realizar mis estudios de Maestría.

Al Dr. Ramón Lastra y Sra., por su amistad y colaboración a lo largo de la estadía en Turrialba.

Al personal de Centro de Computo, particularmente a Eddie Salazar por su buena disposición.

A la Sra. Yadira Meza de Salgado, por su gran amistad y ayuda en la digitación de los datos.

De una manera muy especial al Dr. Hugo Caminos y Sra., mis suegros, quienes siempre me transmitieron sus experiencias y me brindaron sus mejores consejos.

Y a todas aquellas personas que de una u otra manera se brindaron para la realización de esta tesis.

BIOGRAFIA

El autor nació el 11 de junio de 1960 en Buenos Aires, Argentina. Realizó sus estudios Primarios y de Bachillerato en el Colegio Manuel Belgrano de los Hermanos Maristas, en Buenos Aires.

En 1978, inició sus estudios universitarios en la Universidad de Buenos Aires, Facultad de Agronomía en la cual terminó en 1984, presentando su examen de tesis en agosto de 1987, obteniendo entonces el Título de Ingeniero Agrónomo en Producción Agropecuaria.

Se desempeñó como asesor agropecuario de diferentes empresas agropecuarias privadas en las provincias de Buenos Aires, Santa Fe y La Pampa desde 1984 hasta 1987. En septiembre de ese mismo año ingresó al Departamento de producción animal del Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, en Turrialba, Costa Rica. En ese centro obtuvo el grado de Magister Scientiae, con énfasis en Mejoramiento Animal el 6 de Septiembre de 1989.

CONTENIDO

RESUMEN.....	viii
SUMMARY.....	xi
LISTA DE CUADROS.....	xiii
LISTA DE FIGURAS.....	xvi
1. INTRODUCCION.....	1
2. REVISION DE LITERATURA.....	6
2.1 Curvas de lactancia.....	6
2.2 Aspectos genéticos de la curva de lactancia.....	15
2.3 Registros parciales.....	24
3. MATERIALES Y METODOS.....	29
3.1 Localización y origen del ganado Criollo en el CATIE.....	29
3.2 Manejo de los animales.....	30
3.3 Manejo de la información para el estudio.....	33
3.4 Procedimientos analíticos.....	36
3.4.1 Análisis de la curva de lactancia.....	36
3.4.2 Análisis para generar ajustes.....	40
3.4.3 Estimación de parámetros genéticos.....	42
3.4.4 Heterosis.....	45
3.5 Utilización de registros parciales como criterio de selección.....	46
4. RESULTADOS Y DISCUSION	
4.1 Estimación de los parámetros de la curva de lactancia.....	54
4.2 Caracterización de la curva de lactancia.....	56
4.3 Estimación de parámetros genéticos.....	71
4.3.1 Índice de constancia.....	72
4.3.2 Índice de herencia.....	75
4.3.3 Correlaciones genéticas.....	78
4.4 Estudio de la utilización de registros parciales como posible criterio de selección.....	81
5. CONCLUSIONES.....	92
6. LITERATURA REVISADA.....	95
APENDICE.....	101

CAMPOS, M. S. 1989. Caracterización de la curva de lactancia y utilización de registros parciales en genotipos lecheros bajo condiciones de tropico húmedo.

Palabras claves: Curvas de lactancia, Ganado Criollo, Jersey, Registros parciales, parámetros genéticos, Trópico.

CARACTERIZACION DE LAS CURVAS DE LACTANCIA Y UTILIZACION DE REGISTROS PARCIALES EN GENOTIPOS LECHEROS BAJO CONDICIONES DE TROPICO HUMEDO

RESUMEN

Con el objetivo de evaluar los efectos genéticos y ambientales sobre los parámetros asociados con la curva de lactancia y el de estudiar la posibilidad de utilizar registros parciales en un programa de mejoramiento de producción de leche por lactancia, se analizaron registros mensuales (N=2427) de vacas Criollo Lechero Centroamericano (C), Jersey (J), y sus cruces (F1 y retrocruzas recíprocas) correspondientes a los años 1960 y 1988 en el Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE), Turrialba, Costa Rica. Para la caracterización de las curvas de lactancia se utilizó el modelo $Y_x = a x^b e^{-cx}$, en donde a es el parámetro asociado con la producción inicial, b es el ascenso al pico y c la declinación en la producción postpico. Y_x es la producción diaria en el período x . A partir del mismo se generaron la persistencia (s), el tiempo al pico (TP) y el rendimiento en el pico (RP). Al comparar 2 métodos de estimación: regresión lineal logarítmica (RLL) y estimación no lineal de mínimos cuadrados (NLMC), se optó por NLMC debido a que éste produjo coeficientes de determinación (R^2) más elevado entre los valores observados y predichos a partir del modelo (82% vs 74%). Asimismo el NLMC causó menor porcentaje de curvas atípicas (25% vs 31% para NLMC y RLL, respectivamente). Una vez eliminadas las curvas atípicas se procedió a la estimación de las medias de mínimos cuadrados (mmc) de cada una de las variables en estudio (a , b , c , s y RP) para cada grupo racial (N=1830), ya que solo para tiempo al pico (TP) este efecto no fue significativo ($P < .01$). Los parámetros genéticos como heredabilidad (h^2), repetibilidad (r) y correlaciones genéticas (r_g) para los parámetros asociados con la curva de lactancia fueron estimados a través de la correlación intraclase de medias hermanas paternas (N=1458), luego de los ajustes necesarios para los efectos no genéticos. En cuanto el estudio de los registros parciales se consideraron las

producciones acumuladas hasta los 20 días de lactancia (A1), 50 días (A2), 80 días (A3) y 110 días (A4). También para estas características se obtuvieron los parámetros genéticos correspondientes, h^2 , r , r_g , estas últimas se estimaron con la producción de leche a 305 días a partir de la correlación intraclase de medias hermanas paternas (N=2307). Los resultados del presente trabajo señalaron que las mmc para el Criollo fueron $4.75 \pm .13$, $0.33 \pm .01$ y $0.0085 \pm .0003$ para a, b y c, respectivamente, Mientras que dichos parámetros en el caso del Jersey fueron $5.17 \pm .17$ para a, $0.26 \pm .01$ para b y $0.0058 \pm .0004$ para c. De igual forma los valores de a, b y c en los animales C*J incluyendo los cruces recíprocos fueron 5.88, 0.259 y 0.0059, respectivamente. En las retrocruzas recíprocas dichos valores fueron 5.90, 0.24 y 0.0061 para a, b y c respectivamente. Las mmc según la época de parto fueron de $5.35 \pm .18$ $0.28 \pm .014$ $0.006 \pm .0003$ para a, b y c en la época 1 (Enero a Abril), respectivamente. En la época 2 (Mayo a Diciembre) fueron $5.81 \pm .17$ para a, $0.25 \pm .014$ para b y $0.0065 \pm .0003$ para c, lo que resultó en una mayor producción de leche por lactancia en las vacas que paren en la época 1. También se observó que las vacas Criollas presentaron un RP más elevado y una caída en la producción postpico más pronunciada (c mayor), al compararlas con las Jersey, lo que posiblemente se deba a una mayor movilización de energía del alimento a partir del pico de producción hacia la ganancia de peso. Mediante la estacionalización de la parición hacia los primeros meses del año se podría mejorar la producción de leche del hato a muy bajo costo. Los valores de heterosis obtenidos en este estudio fueron de 18.3 % para a, -15.25 % para b y de -18.2 % para c. Lo anterior determinó que las vacas F1 presentan curvas de lactancias más altas, persistentes y con un pico de producción no tan pronunciado. Los estimadores de r fueron $0.12 \pm .03$, $0.22 \pm .03$, $0.48 \pm .03$, $0.12 \pm .02$, $0.55 \pm .03$, $0.29 \pm .03$ y $0.58 \pm .03$ para a, b, c, s, TP RP y PL305, respectivamente. Mientras que las h^2 fueron de $0.12 \pm .07$, $0.14 \pm .07$, $0.15 \pm .07$ y de $0.25 \pm .08$ para c, s, RP y PL305, respectivamente; siendo las h^2 para a, b y TP prácticamente cero. De las r_g estimadas aquellas que pueden ser de importancia son las de a-b, a-c, y a-RP (1.01 ± 1.1 , $-0.85 \pm .75$ y $-0.76 \pm .60$, respectivamente), las de b-c, b-s y b-RP ($0.81 \pm .18$, $-0.81 \pm .24$ y $0.89 \pm .17$, respectivamente), la de c-PL305 ($-0.78 \pm .43$) y la de RP-PL305 ($0.44 \pm .25$). Con base en lo anterior, es posible mejorar PL305 mediante selección dirigida hacia la reducción de c. En cuanto a los registros parciales las r obtenidas en este estudio fueron de $0.42 \pm .03$, $0.46 \pm .03$, A3 y A4 respectivamente. Por otro lado, las h^2 para A1 y A2 no

fueron diferentes de cero, mientras que para A3, A4 y PL305 fueron de 0.09 ± 0.05 , 0.10 ± 0.05 y 0.25 ± 0.08 , respectivamente. Asimismo se obtuvieron r_g entre A3 y PL305 de 0.95 ± 0.11 y entre A4 y PL305 de 0.96 ± 0.08 . Estos resultados dan indicaciones de la factibilidad de aumentar la eficiencia de las pruebas de progenies al poder incluir un mayor número de hijas con lactancias incompletas (80 y 110 días) para mejorar la producción de leche por lactancia.

CAMPOS M. S. 1989. Characterization of the lactation curve and utilization of partial records in dairy genotypes under humid tropical conditions. Thesis Mag. Sci. Turrialba, Costa Rica, CATIE. 109 p.

KEY WORDS: Lactation curves, Criollo cattle, Jersey, partial records, genetics parameters, Tropic.

CHARACTERIZATION OF THE LACTATION AND UTILIZATION CURVES OF PARTIAL RECORDS IN DAIRY GENOTYPES UNDER HUMID TROPICAL CONDITIONS.

SUMMARY

With the objective of evaluating the genetic and environmental effects on the parameters associated with the lactation curve and studying possibility of using partial registers in a milk production by lactation breeding program, monthly registers (N=2427) of Central American Dairy Criollo cows (DC), Jersey (J), and their crosses (F1 and 3/4 reciprocals) corresponding to the years 1960 to 1988 were used in the Tropical Center of Research and Training (CATIE), Turrialba, Costa Rica. For the characterization of the lactation curves, the model $Y_x = a x^b e^{-cx}$ was used, where a is the parameter associated with inicial production, b is the rise to the peak and c is the descent in the post-peak production. Y_x is daily production in the period x . After this the persistence (s) are generated, the time to the peak (TP) and the yield at the peak (YP). When two estimation methods were compared: logarithmic lineal regression (LLR) and non-linear estimation of minimum squares (NLMS), NLMS was chosen since this produced higher determination coefficients (R^2) between the observed and predicted values from the model (82% vs. 74%). Likewise, the NLMS a lower percentage of atypical curves (25 % vs. 31 % for NLMS and LLR, respectively). Once the atypical curves were eliminated, an estimation of the least squares means (lsm) was taken of each one of the variables under study (a , b , c , s , and YP) for each breed group (N=1830), since this effect was not significant (PL.01) only for time to the peak (TP). The genetic parameters such as heritability (h^2), repetability (r) and genetic correlations (r_g) for the parameters associated with the lactation curve were estimated by the intraclass correlation of paternal half sibs (N=1458) after the necessary adjustments for non-genetic effects. As far as the study of partial registers is concerned, accumulated productios up to 20 days (A1), 50 days (A2), 80 days (A3) and 110 days (A4) from lactation were

considered. Corresponding genetic parameters (h^2 , r , r_g) were also obtained for these characteristics. The r_g were estimated between each partial record and milk production to 305 days (MY305) by means of intraclass correlation of paternal half-sibs ($N=2307$). The results of the present study showed that the lsm for the Criollo were $4.75 \pm .13$, $0.33 \pm .01$ and $0.0085 \pm .0003$ for a, b, and c, respectively. These parameters in the Jersey s case were $5.17 \pm .17$ for a, $0.26 \pm .01$ for b, and $0.0058 \pm .0004$ for c. The values for a, b, and c in the (CxJ) animals including the reciprocal crosses were 5.88, 0.259 and 0.0059, respectively. In the 3/4 reciprocals crosses these values were 5.90, 0.24 and 0.0061 for a, b, and c, respectively. The lsm according to the birth season were $5.35 \pm .18$, $0.28 \pm .014$ and $0.006 \pm .0003$ for a, b, and c in the first season (January to April), respectively. In the second season (May to December), they were $5.81 \pm .17$ for a, $0.25 \pm .014$ for b, and $0.0065 \pm .0003$ for c, which resulted in a greater milk production by lactation in the cows that calve in the first season. Also, it was observed that the Criollo cows presented a higher YP and a more pronounced fall in the post peak production (higher c), comparing them with the Jerseys. This possibly can be attributed to a greater movement of feed's energy after the production peak toward the weight gain. By seasonalizing births toward the first months of the year this could improve milk production of the herd at a very low cost. Heterosis values obtained in this study were 18.3% for a, -18.2% for c. The former determined that the F1 cows present higher and more persistent lactation curves with less pronounced production peaks. The estimators of r were $0.12 \pm .03$, $0.22 \pm .03$, $0.48 \pm .03$, $0.12 \pm .02$, $0.55 \pm .03$, $0.29 \pm .03$ and $0.58 \pm .03$ for a, b, c, s, TP, YP and MY305, respectively. The h^2 were $0.12 \pm .07$, $0.14 \pm .07$, $0.15 \pm .07$ and $0.25 \pm .08$ for c, s, YP and MY305, respectively; the h^2 for a, b, and TP were practically zero. Of the r_g estimated, those that can be of importance are the a-b, a-c, and a-YP (1.01 ± 1.1 , $-0.85 \pm .75$, and $-0.76 \pm .60$, respectively), those of b-c, b-s, and b-YP ($0.81 \pm .18$, $-0.81 \pm .24$ and $0.89 \pm .17$, respectively), that of c-MY305 ($-0.78 \pm .43$) and that of YP-MY305 ($0.44 \pm .25$). Based on this information, it is possible to improve MY305 through selection directed toward the reduction of c. As far as the partial registers are concerned, the r obtained in this study were $0.42 \pm .03$, $0.46 \pm .03$, A3 and A4, respectively. On the other hand, the h^2 for A1 and A2 were not different from zero, while A3, A4, and MY305, they were $0.09 \pm .05$, $0.10 \pm .05$, and $0.25 \pm .08$, respectively. Also the r_g obtained between A3 and MY305 was $0.95 \pm .11$, and between A4 and MY305 was $0.96 \pm .08$. These results indicate the feasibility of augmenting the efficiency of the bull tests to be able include a greater number of daughters with incomplete lactations (80 days and 110 days) to improve milk production by lactation.

LISTA DE CUADROS

1. Resumen de antecedentes en cuanto a la caracterización de la curva de lactancia.....15
2. Resumen de antecedentes en cuanto al estudio genético de los parámetros de la curva de lactancia...22
3. Número de lactancias disponibles por Grupo racial antes (NA) y después (ND) de establecidas las restricciones.....35
4. Comparación entre los métodos de estimación lineal (L) y no lineal (NL) de los parámetros de la curva de lactancia en el hato lachero del CATIE en base al modelo de Wood (1967).....37
5. Comparación entre los métodos de estimación lineal (L) y no lineal (NL) de los parámetros de la curva de lactancia en el hato lachero del CATIE en base al modelo de Wood (1967), según el número de parto.....39
6. Número de lactancias disponibles antes y después de eliminar las curvas atípicas.....38
7. Número de registros disponibles de cada grupo racial antes (NA) y después (ND) de haber eliminado los registros provenientes de hijas de sementales utilizados un solo año.....49
8. Medias de producción diaria mensual a lo largo de la lactancia en cada grupo racial en el hato lachero del CATIE.....53
9. Medias de mínimos cuadrados y error estandar por grupo racial para producción de leche a 305 días (PL305), para los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c) y para las variables relacionadas con ella (s, TP y RP).....58
10. Porcentaje de Heterosis para las diferentes variables relacionadas con la curva de lactancia (a, b y c) y para PL305, en el hato lechero del CATIE.....62
11. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para cada uno de los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c) y para PL305, en el hato lechero del CATIE.....73

12.	Análisis de varianza de mínimos cuadrados para la persistencia (s), Tiempo de ocurrencia al pico de producción (TP) y Rendimiento diario en el pico (RP), en el hato lechero del CATIE.....	74
13.	Parámetros genéticos para las diferentes variables relacionadas con la curva de lactancia y para PL305, en el hato lechero del CATIE.....	76
14.	Análisis de varianza de mínimos cuadrados para cada uno de los diferentes periodos acumulados de producción de leche (A1, A2, A3 y A4), en el hato lechero del CATIE.....	83
15.	Parámetros genéticos para cada uno de los diferentes periodos acumulados de producción de leche (A1, A2, A3 y A4) y para la producción de leche a 305 días (PL305), en el hato lechero del CATIE.....	84
16.	Estimación de la eficiencia relativa de la selección indirecta (%) en PL305 a partir de la selección directa sobre A3 o A4, bajo diferentes intensidades de selección (i).....	89

APENDICE

1A.	Número de lactancias disponibles por grupo racial al inicio del estudio.....	102
2A.	Análisis de varianza sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles que afectan a los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c).....	103
3A.	Análisis de varianza sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles que afectan a la persistencia (s), Rendimiento en el pico (RP) y Tiempo al pico (TP), generados a partir de los parámetros de la curva de lactancia.....	104
4A.	Medias de mínimos cuadrados por número de parto para a, b y c, y factores de ajuste para a por número de parto.....	105
5A.	Medias de mínimos cuadrados por número de parto para TP y RP y factores de ajuste para RP por número de parto.....	106

6A. Medias de mínimos cuadrados con sus respectivos errores estandar para la persistencia (s), según número de parto dentro de cada grupo racial.....	107
7A. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para evaluar las distintas interacciones posibles que afectan a la producción acumulada a los 20 (A1) y a los 50 días (A2) desde el parto.....	108
8A. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para evaluar las distintas interacciones posibles que afectan a la producción acumulada a los 80 (A3) y a los 110 días (A4) desde el parto.....	109

LISTA DE FIGURAS

1. Distribución de los grupos raciales considerados en este estudio durante los años 1951-1988.....31
2. Curvas de lactancia ajustadas por grupo racial para Criollo (C), Jersey (J) y F1 recíprocos, en el hato lechero del CATIE.....59
3. Curvas de lactancia ajustadas por grupo racial para Criollo (C), Jersey (J) y Retrocruzas recíprocas, en el hato lechero del CATIE.....60
4. Curvas de lactancia ajustadas según número de parto para las primeras cinco lactancias en el hato lechero del CATIE.....67
5. Curvas de lactancia ajustadas según número de parto para las últimas cinco lactancias en el hato lechero del CATIE.....68
6. Curvas de lactancia ajustadas según época de parto en el hato lechero del CATIE.....70
7. Comparación entre las Heredabilidades (h^2) de los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c) y cada uno de los registros parciales considerados en este estudio (A1, A2, A3 y A4).....86

1. INTRODUCCION

La producción de leche de los animales domésticos depende a grandes rasgos, de factores biológicos, económicos y sociales. Entre los factores biológicos que pueden incidir directa o indirectamente sobre la producción de leche se encuentran: el nivel nutricional, la sanidad, el manejo, el genotipo del animal y el clima, entre otros. En los trópicos, la influencia del clima sobre cada uno de estos factores es muy importante (McDowell, 1972; Vercoe y Frisch, 1984).

Entre las principales limitantes ambientales a las que se enfrenta el animal bajo las condiciones tropicales se encuentran: las temperaturas altas, la humedad relativa variada, y alta irradiación solar, las que a su vez permiten una alta incidencia de ecto- y endoparásitos (intestinales y pulmonares) y la presencia de enfermedades hematozoáricas endémicas como la anaplasmosis y babesiosis (Mateus, 1982). Además dichas condiciones climáticas afectan negativamente la calidad nutritiva de los pastos, siendo ésta solo compensada en parte por una mayor producción de materia seca (Vercoe y Frisch, 1984). En conjunto estos factores provocan en los animales un crecimiento bajo o retardado y bajos niveles de producción de leche. Por lo anterior es comprensible, por lo menos en parte, el hecho de que en los países tropicales de América Latina, y en especial en Centroamérica, exista un déficit de productos lácteos, ya que los animales se adaptan al medio bajando el

nivel de producción. Aún cuando este sea el caso, el medio tropical cuenta con diferentes genotipos o grupos raciales que muestran diferentes grados de adaptabilidad, lo que se traduce en diferencias en el nivel de producción. Por lo anterior, se hace necesario establecer evaluaciones de los diferentes genotipos máxime cuando la correlación genética entre características de producción y adaptabilidad al medio tropical es negativa según Vercoe y Frish (1984). Por otra parte, se han realizado estudios que indican la existencia de variabilidad genética para producción de leche o componentes de la misma (grasa y proteína) bajo condiciones tropicales (De Alba y Kennedy, 1985; Salgado, 1988; Sequeira, 1986). Estos trabajos han dado evidencias de la necesidad y posibilidad de generar técnicas para utilizar de una manera más eficiente los genotipos adaptados al trópico.

Entre los recursos genéticos pecuarios presentes en los trópicos para producción de leche se pueden mencionar: las razas europeas como Holstein, Jersey y Pardo Suizo, sus cruces con Cebú y las razas criollas, como el Criollo Lechero Centroamericano, el Lucerna y Costeño con cuernos de Colombia, y el Barroso (Salmeco) en Guatemala entre otros.

El Criollo Lechero Centroamericano parece no haber tenido un papel muy importante en los sistemas de producción de leche del trópico, puesto que ha estado concentrado básicamente en

su hato de origen en Rivas (Nicaragua) y en el CATIE, donde ha sido manejado por más de 35 años (Tewolde et al., 1988).

En América Latina y en particular en los trópicos se han hecho grandes esfuerzos por utilizar razas europeas con mestizaje o puras para promover la producción de leche disminuyendo el uso estratégico de los criollos (Magofke, 1964; De Alba y Kennedy, 1985), los cuales además de su gran adaptabilidad han mostrado su capacidad para producir leche en condiciones tropicales adversas. Estos genotipos, si fueran manejados estratégicamente, podrían contribuir hacia la reducción del déficit de leche que existe en la región (Sequeira, 1986). Parte de esta estrategia podría ser mediante sistemas de cruzamiento bien dirigidos que involucren tanto a razas especializadas para la producción de leche como a las no especializadas (por ejemplo el Cebú), acompañados por técnicas de selección apropiadas. Para esto último se puede pensar en utilizar la curva de lactancia como un criterio de mejoramiento bajo condiciones tropicales. Por lo anterior resulta importante caracterizar las curvas de lactancia del ganado Criollo y de otros genotipos lecheros especializados bajo estas condiciones ambientales. En los países desarrollados, las curvas de lactancia y los parámetros que las determinan en vacas lecheras han sido ampliamente estudiadas y evaluadas mediante el empleo de funciones no lineales (Wood, 1976; Minder y Mc Millan, 1977; Schaeffer et al., 1977; Congleton y Everett, 1979; Schneeberger, 1979). Por otro lado, este tipo de estu-

dios en el trópico latinoamericano parecieran ser muy limitados. En los países desarrollados se han llegado a estimar la heredabilidad, la repetibilidad y las correlaciones genéticas para los parámetros que definen la curva de lactancia, con la finalidad de involucrarlos como criterios de selección dentro de las estrategias de mejoramiento (Wood, 1970; Schneeberger, 1979; Ferris et al., 1983).

Es muy importante conocer con precisión la curva de lactancia, ya que hay varias situaciones en donde se necesita predecir la producción acumulada por lactancia a partir de registros incompletos (Schneeberger 1979), puesto que esto le permite al productor detectar tempranamente a las vacas altas productoras y así planificar los servicios, realizar la selección en la lactancia temprana y anticipar la planificación forrajera, según los requerimientos de los animales. Los beneficios de dicha predicción están basados en el grado de ajuste al caracterizar la curva (Congleton y Everett, 1979). Quizás el aspecto principal del conocimiento de la curva de lactancia, además de los anteriormente mencionados, es que permite mediante estrategias de mejoramiento actuar sobre la forma de la misma, para así producir leche de manera más eficiente. Además, si los parámetros de la curva son lo suficientemente heredables y su correlación genética con la producción de leche por lactancia es alta y positiva, ellos podrían ser usados en un índice de selección para obtener una ganancia ge-

nética sobre el rendimiento de leche, o para producir cambios deseables en la forma de la curva (Ferris et al., 1983).

Otro aspecto de importancia es el uso de registros parciales para estimar la producción total por lactancia. Esto trae como consecuencia la reducción del intervalo entre generaciones y por ende, el aumento del adelanto genético anual. Esto ha sido estudiado en varias ocasiones en condiciones de los países desarrollados (Madden et al., 1955; Searle, 1960; Wilmink, 1988; Congleton y Everett, 1979), pero muy poco estudiado en lecherías tropicales y menos aún en ganado Criollo.

Considerando lo anteriormente expuesto, el presente trabajo tiene los siguientes objetivos:

1. Caracterizar y determinar los parámetros de las curvas de lactancia en ganado Criollo Lechero Centroamericano, Jersey y cruces entre ellas bajo condiciones de trópico húmedo como las de Turrialba.
2. Estimar la repetibilidad, la heredabilidad y las correlaciones genéticas para los parámetros que caracterizan las curvas de lactancia.
3. Evaluar la posibilidad de uso de los registros parciales como criterio de selección temprana, para así lograr mayores avances genéticos en la producción de leche por lactancia bajo condiciones tropicales.

2. REVISION DE LITERATURA

2. 1. Curva de lactancia.

Varios estudios realizados en los países desarrollados han demostrado la utilidad de la caracterización de la curva de lactancia, como un elemento más para el conocimiento del hato lechero. Con dicho conocimiento las lecherías modernas han definido sus respectivos sistemas de manejo, han podido evaluar mejor, tanto a sus sementales como a sus vacas y particularmente han generado estrategias de selección considerando los parámetros de la curva de lactancia (Wood, 1976; Minder y McMillan, 1977; Schaeffer et al, 1977; Congleton y Everett, 1979; Schneeberger, 1979). Lamentablemente en los trópicos de América Latina tales estudios han sido escasos, por lo que las estrategias de mejoramiento todavía no se encuentran muy definidas.

La forma de la curva de lactancia es afectada generalmente por factores genéticos tales como el grupo racial, y por factores ambientales tales como la edad de la vaca al parto y la época de parto de la misma, siendo esta última, la que aparentemente presenta el efecto más importante sobre los parámetros de la curva de lactancia (Wood, 1969). Dichos efectos, no se pudieron estimar con precisión hasta hace unos veinte años atrás, por carecer de un modelo que caracterice adecuadamente la curva de lactancia.

Uno de los primeros intentos de modelar la curva de lactancia fue descrito por Gaines (1927) quien propuso que la producción de leche durante una lactancia estaba definida por la función $Y_t = A e^{-kt}$ en donde Y_t representa el rendimiento de leche en el mes t ; A es el nivel de producción al inicio de la lactancia ($t=0$) y k la tasa de declinación en la producción. Pero como se puede observar, esta expresión adolece del componente de crecimiento inicial en la producción hasta el pico de máxima producción, provocando así la subestimación de la producción real.

Una modificación del modelo anterior fue propuesta por Vujicic y Bacic (1961) quienes sugirieron que la curva de lactancia era mejor caracterizada por $Y_t = t^{n-a} e^{-nt}$, donde Y_t es el rendimiento de leche en el período t , n y a son los parámetros, pero desafortunadamente " a " debía ser estimada para cada período t para lograr la identidad. Para contrarrestar esto, Nelder (1966) describió una familia de curvas polinomiales inversas, observando que la curva de lactancia se ajustaba bien a una de ellas, a saber: $Y_x = x (b_0 + b_1x + b_2x^2)^{-1}$, donde Y_x es el rendimiento en la semana x y b_0 , b_1 y b_2 son las constantes asociadas con la curva en su inicio, en el ascenso al pico y en el descenso después del pico, respectivamente. Bajo esta expresión el rendimiento máximo esperado está dado cuando $x = (b_0/b_2)^{1/2}$. Siguiendo esta línea de razonamientos, Wood (1967) propuso una función que

caracteriza la curva de lactancia de la siguiente forma : $Y_n = a.n^b.e^{-cn}$, donde Y_n es la producción diaria promedio del período n (ya sean días, semanas o meses) y los parámetros a , b , y c representan, en forma simplificada, la producción inicial, el ascenso hasta el pico de producción, y el descenso después del pico, respectivamente. El pico de producción se alcanza cuando $n = b/c$, y el máximo rendimiento esperado está dado por la expresión $a(b/c)^b.e^{-b}$. Este modelo propuesto por Wood (1967) aparentemente ajustó mejor que la polinomial inversa propuesta por Nelder (1966), aunque para un reducido número de lactancias, ya que para la producción mensual el ajuste fué del 95.4% contra la polinomial inversa que fué del 84.4%.

La mayoría de los investigadores se han basado en el modelo de Wood (1967) para la caracterización de la curva de lactancia en las diferentes razas y para el estudio de los diferentes factores que afectan a la curva. El mismo puede linearizarse, quedando como una regresión lineal múltiple, $\ln Y_n = a + b.\ln n - cn$ la cual puede ser analizada mediante los procedimientos estadísticos convencionales (Wood, 1967). En un trabajo realizado por el mismo autor (Wood, 1969) se caracterizaron la curvas de lactancia para 859 lactancias de vacas Friessian Británicas, y en promedio el modelo explicó en un 83 % de la variación del rendimiento de leche (expresado en logaritmos). También, se analizó el efecto del número de parto y el de la época de parto sobre la forma de la curva de lactan-

cia, encontrándose diferencias significativas tanto para el número de partos como para la época de parto, observándose que las vacas que parían en invierno tenían en promedio, mayores producciones por lactancia, que las que lo hacían en verano.

Congleton y Everett (1979), estudiaron el grado de ajuste al usar una función de gammas incompletas para describir la curva de lactancia y predecir la producción de leche acumulada a 305 días. En este estudio se consideraron 49.633 lactancias, obtenidas entre los años 1970 y 1977 en vacas Holstein, realizando el análisis utilizando el modelo linealizado de Wood (1967), el cual además incluyó los efectos de año, mes de parto, largo del período abierto, hato (clasificados según nivel de producción), nivel de producción dentro de hato, sin incluir las posibles interacciones. Los resultados mostraron efectos altamente significativos de todas las variables estudiadas sobre los parámetros de la curva de lactancia, salvo el período abierto, que solo fue significativo para c en la primera lactancia y para b y c en la segunda lactancia. En este mismo trabajo se encontró que el ajuste de la función gamma incompleta, transformada mediante logaritmos a una regresión múltiple para observaciones mensuales presentó un sesgo de -15.1kg y la raíz del cuadrado medio de error fué de 183.4 kg en la predicción de la lactancia a 305 días. Esto coincide con los 142 kg encontrados por O'Connor y Lipton (1960). Con base en lo anterior Congleton y Everett (1979), concluyen que se necesita mayor investigación para eliminar

algunas deficiencias en la estimación mediante la regresión lineal logarítmica, particularmente el sesgo inicial.

Por otro lado, Cobby y Le Du (1978), plantean la posibilidad de estimar los parámetros de la curva de lactancia del modelo de Wood (1967) mediante un método no lineal, en lugar de la estimación lineal logarítmica. En dicho trabajo, se muestra cómo el modelo lineal sobreestima la producción entre la segunda y la décima semana, y subestima la producción entre la décima a la décimo octava semana después del parto. Asimismo, se reportan cuadrados medios de error para la estimación lineal logarítmica y para la no lineal de 5.8 y 2.9, respectivamente. Ellos concluyen, que la función descrita por Wood (1967), tiene la forma de una típica curva de lactancia, reconociendo la ventaja de la posibilidad de estimar sus parámetros mediante un análisis de regresión múltiple, previa transformación del modelo. Sin embargo, este método de estimación, puede resultar en un mal ajuste de la curva. La falta de ajuste del modelo logarítmico es grande cerca del pico de producción, ya que esta transformación da un menor peso a los valores altos. Este procedimiento, puede ser mejorado mediante la estimación no lineal de mínimos cuadrados, aunque se reconoce que para ello se requieren programas más complejos de computación como es el caso del procedimiento denominado NLIN dentro del programa computacional SAS (SAS,198.)

En este mismo sentido, Kellogg et al. (1976) estimaron los parámetros de la curva a partir del modelo de Wood por medio de técnicas de estimación no lineales. Para 36 vacas con cuatro lactancias y para otro grupo de 37 vacas con una sola lactancia obtuvieron un ajuste del 99% entre los valores observados y predichos para cada una de las lactancias. El ajuste fue más errático para las curvas correspondientes a la primera lactancia, presentando el mismo un rango de R^2 más amplio. Este procedimiento asume homogeneidad de varianzas a lo largo de toda la lactancia. Cuando se compararon de las mismas, las varianzas de los últimos meses no fueron menores ($p < 0.05$) que la de los primeros cuatro meses de lactancia. El procedimiento de linealización asume mayor varianza en los primeros meses de lactancia, alrededor del pico de producción.

Rowlands et al. (1982), estudiaron 468 lactancias de vacas Friesian Británicas para probar el modelo de Wood utilizando la estimación no lineal y linealizada de los parámetros de la curva de lactancia. En dicho trabajo se llegó a conclusiones similares a las de los otros autores (Cobby y Le Du, 1978; Kellogg et al., 1976), obteniendo un mejor ajuste mediante la estimación no lineal. Sin embargo, también indican que si bien el método no lineal subestima ligeramente la curva de lactancia, el mismo determina en forma más precisa el pico de producción. Comparando ambos modelos, el no lineal redujo proporcionalmente el cuadrado medio de error (CME) en 0.04 para la primera lactancia, y en 0.1 para las subsiguientes

lactancias. Con el modelo linealizado la proporción de la variación controlada fue de 0.62 para la primera lactancia y 0.84 para las lactancias posteriores. Estos valores fueron de 0.63 y de 0.86, respectivamente, cuando el modelo no se linealizó.

Madalena et al., (1979), compararon el modelo propuesto por Wood (1967) con uno lineal ($Y = a' + b'X$), ya que en el trópico existían algunos informes de curvas lineales decrecientes, o con picos poco pronunciados (Jordao y Assis, 1948; Vega, 1963). Además, en el mismo trabajo (Madalena et al., 1979) estudiaron los efectos de año y estación de parición, así como también el efecto de grupo racial y número de parto sobre los parámetros de la curva de lactancia. Para ello se consideraron 870 lactancias de más de 120 días de vacas Holstein y los cruces Gyr x Holstein. Ambos modelos fueron comparados entre sí mediante los cuadrados medios de error y los R^2 . La suma de cuadrados del modelo lineal fue obtenida mediante regresión de la producción diaria (Y) sobre el tiempo (X), y para la función gamma linealizada mediante logaritmos por regresión lineal múltiple de $\ln(Y)$ sobre X y $\ln(X)$. Todos los efectos estudiados resultaron significativos para a, mientras que para b resultaron significativos solo los efectos de época y el de la interacción año * época. Con respecto al parámetro c, los efectos de grupo racial, época y el de la interacción año - época resultaron significativos. A partir de estos resultados se podría esperar que la varibilidad genética

total por lo menos para los parámetros a y c sea diferente de cero. La bondad de ajuste del modelo lineal por ellos propuesto fue similar a la del modelo de Wood (1967), aunque este último ajustó mejor con un CME de 1.52 vs 1.69 del modelo lineal. A partir de estos resultados se puede inferir que el modelo de Wood (1967) tiene validez en condiciones ambientales variadas.

En el mismo orden, Papajcsik y Boderó (1988), en Australia utilizando 483 lactancias de vacas Friesian estudiaron 20 modelos diferentes. De estos 10 fueron tomados de la literatura y el resto fueron desarrollados por los mismos autores con el fin de evaluar la eficiencia de cada uno de ellos en cuanto a su mejor ajuste a la curva de lactancia real. En este trabajo sólo se consideraron modelos con tres parámetros (a , b y c), ya que hubieron lactancias con tan sólo cuatro puntos regresores (registros mensuales). Los mismos autores encontraron que el modelo propuesto por Wood (1967) presentaba el mejor ajuste junto con otro modelo no lineal de la forma: $Y_u = a n^b / \cosh (cn)$, que es una variación del anterior. Además, Papajcsik y Boderó (1988) encontraron que el modelo de Wood ajustó mejor para los partos ocurridos en verano, mientras que el modelo modificado con los partos ocurridos en invierno, pero ambos fueron de los que presentaron los menores cuadrados medios de error (CME), criterio que se utilizó para hacer las comparaciones. Estos fueron de 3.21 y 2.95 en los partos de invierno, 2.58 y 2.70 en los partos de verano, para los mode-

los de Wood y modificado, respectivamente. Entre los modelos analizados por Papajcsik y Boderó (1988) también se encontraba la polinomial inversa de Nelder (1966), la misma ajustó bien sobretodo al describir la concavidad de las curvas de lactancia correspondientes a partos de verano. Este modelo para dicha época de parto presentó un CME de 2.61, pero para los de invierno un CME de 4.39.

Por su lado Schneeberger (1979) comparó el modelo propuesto por Wood (1967) con una variante del mismo propuesta por él en base al modelo utilizado por Schaeffer et al., (1977), en 159,541 lactancias de vacas Pardo Suizas. En el mismo trabajo encontró que el modelo por él propuesto ajustó mejor (CME=1.46) que el modelo linealizado de Wood (CME=1.59). El modelo propuesto por Schneeberger (1979) fue el siguiente: $Y_i = A(t_i - t_0)^B \cdot e^{-C(t_i - t_0)}$, en donde: Y_i es la producción de leche acumulada en el intervalo de tiempo $(t_i - t_0)$, A, B y C representan lo mismo que en el modelo propuesto por Wood (1967), y t_0 es el período de tiempo desde el parto al primer registro. Una vez que este modelo es expresado en forma lineal la expresión anterior asume lo siguiente:

$$\ln Y_i = \ln A + B \ln(t_i - t_0) - c(t_i - t_0) + E_i$$

En la expresión linealizada, E_i se refiere al error aleatorio. Esta expresión presentó además un menor porcentaje de curvas atípicas, es decir aquellas con estimadores negativos para B o C, que cuando se utilizó el modelo de Wood (1967)

Los resultados obtenidos por los diferentes investigadores se presentan resumidos en el Cuadro 1.

La revisión anterior en general concluye que para fines de caracterizar las curvas de lactancia el modelo propuesto por Wood (1967) pareciera ser el adecuado. Sin embargo, hay que notar que la mayoría de los trabajos fueron realizados bajo condiciones de clima templado y subtropical. Esto afirma la idea de verificar si tal modelo es también apropiado para caracterizar las curvas de lactancia bajo condiciones tropicales y en animales que muestran adaptabilidad a este medio como lo son los Criollos.

2. 2 Aspectos genéticos de la curva de lactancia.

Como consecuencia de la caracterización de las curvas de lactancia resulta importante hacer averiguaciones genéticas. Es decir, una vez que se han estimado los parámetros de las curvas hay que preguntarse si dichos parámetros cuentan con (co)-variabilidad genética aditiva apreciable, con la finalidad de incorporarlos a los programas y estrategias de mejoramiento genético de los sistemas de producción de leche, especialmente bajo condiciones tropicales. Por esto, se hace necesario conocer sobre la repetibilidad y heredabilidad así como también sobre las correlaciones genéticas para los parámetros que definen la curva de lactancia en el modelo de

Cuadro 1. Resumen de antecedentes en cuanto a la caracterización de la curva de lactancia.

AUTOR y Año	Modelo utilizado	N	Raza Años	CLIMA ¹	R ²	Número parto	a ²	b	c
Wood, 1967	Logarítmico	524	Friesian 1960-61	F	89.7		3.42	0.18±.01	0.03±.001
Wood, 1969	Logarítmico	859	Friesian 1964-65	F	82.3	1 2 3 4	3.53 3.72 3.96 3.86	0.15 0.21 0.20 0.24	0.03 0.04 0.05 0.05
Wood, 1970	Logarítmico	1567	Friesian 1952-64	F		1 2 3 4	3.39 3.61 3.77 3.80	0.28 0.34 0.32 0.33	0.036 0.054 0.053 0.054
Schneeberger, 1979	Logarítmico ³	159,541	Pardo Suizo	F		1 2 3 4	5.94 6.93 7.05 6.87	0.41 0.48 0.51 0.54	0.005 0.006 0.006 0.007
Rao y Sundaresan, 1979	Logarítmico	2034	Sahiwal	T	76.0		2.07	0.28	0.049

1/ F= Templado; ST= Subtropical; T= Tropical.

2/ Si el modelo es logarítmico a = Ln a.

Logarítmico: $Ln Y_x = Ln a + b Ln x - c x$

Logarítmico³: $Ln Y_t = Ln a + b Ln (t-to) - c (t-to)$

No lineal : $Y_x = a x^b e^{-cx}$

Cuadro 1 (Cont....)

AUTOR y Año	Modelo utilizado	N	Raza Años	CLIMA ¹	R ²	Número parto	a ²	b	c
Shanks et al., 1981	Logarítmico	113,705	Holstein	F		1	2,83±.43	0,24±.10	0,021±.01
						2	3,25±.22	0,26±.13	0,013±.02
						3	3,31±.22	0,28±.13	0,042±.02
						4	3,29±.22	0,28±.14	0,010±.02
Abubakar y Bubandrenan, 1981	Logarítmico	50	Bunaji *	ST	71.0	1	2,46	0,19	0,032
						2	2,76	0,20	0,036
						3	3,01	0,13	0,013
						4	2,88	0,24	0,050
Rowlands et al., 1982	Logarítmico	468	Friesian	F	84.0	1	14,7	0,30	0,033
						2	20,1	0,38	0,057
						3	21,1	0,43	0,061
						4	22,0	0,47	0,059
Madalena et al., 1979	Logarítmico	870	Holstein (H) *	ST	74.0	Holstein	2,39	0,20	0,001
						3/4H1/4G	2,43	0,14	0,0025
						1/2H1/2G	2,55	0,14	0,003

1 / F= Templado; ST= Subtropical; T= Tropical.

2 / Si el modelo es logarítmico $a = \ln a$.

Logarítmico: $\ln Y_x = \ln a + b \ln x - c x$

Logarítmico³: $\ln Y_t = \ln a + b \ln (t-to) - c (t-to)$

No lineal : $Y_x = a x^b e^{-cx}$

Wood (1967). En forma similar, resultaría benéfico el conocimiento del grado de heterosis de estos parámetros en sistemas de cruzamiento. En ese sentido, Wood (1970), trabajando con 1567 lactancias de vacas Friesian distribuidas en 10 hatos diferentes estimó el índice de constancia para los parámetros de la curva de lactancia. Para ello utilizó el modelo propuesto por él en 1967 ($\ln Y_x = \ln a + b \ln x - c x$). En este trabajo las repetibilidades reportadas fueron de 0.10, 0.20, 0.23 y 0.18 para a, b, c y s, respectivamente. Lo anterior da evidencias de la importancia de los efectos ambientales sobre los componentes de la curva de lactancia. En ese mismo estudio se indicó que la variación en la forma de la curva de un hato a otro es insignificante, así el 77 % de la variación en esa muestra de datos estuvo asociada con el número de parto y la estación de parición, el 17 % con las diferencias entre vacas y tan solo el 5 % con la diferencia entre hatos.

Por otro lado, Rao y Sundaresan (1979), trabajando con 2034 lactancias de 681 vacas Sahiwal estimaron a partir del modelo de Wood (1967) la repetibilidad y la heredabilidad de los parámetros de la curva de lactancia antes mencionados. El modelo utilizado incluyó los efectos de finca (1,2), número de parto (1,..., 8) y estación de parición. Además, la edad al parto fue incluida como covariable. Los efectos de número de parto y estación de parición fueron significativos para todas las variables en estudio ($p < 0.05$), salvo el efecto de finca

que solo fue significativo para la persistencia (s). Las repetibilidades para a, b, c y s, fueron de 0.25 ± 0.02 , 0.15 ± 0.02 , 0.17 ± 0.02 y 0.012 ± 0.02 , respectivamente. En el mismo trabajo se estimaron heredabilidades de 0.15 ± 0.09 para a, 0.05 ± 0.08 para b, 0.09 ± 0.09 para c y de 0.05 ± 0.07 para s.

Schneeberger (1979) estimó con base en el modelo antes descrito algunos parámetros genéticos como heredabilidad (h^2) y correlaciones genéticas para las variables relacionadas con la curva de lactancia (A, B, C y persistencia) en ganado Pardo Suizo. Para este estudio se empleó un modelo que incluyó los efectos del semental, número de parto, época de parto, intervalo entre partos y el largo del período abierto de la vaca (4 clases). Adicionalmente, el tiempo al primer registro de producción fue incluido como covariable. Se consideraron 77,503 lactancias luego de haber eliminado las curvas atípicas (estimadores de B o C negativos) y los registros que provenían de sementales con menos de 10 hijas. Los estimadores de h^2 reportados por Schneeberger (1979) fueron de 0.09 ± 0.01 para A, 0.15 ± 0.01 para B y 0.14 ± 0.02 para C. Los resultados mostraron además h^2 para diferentes medidas de persistencia, estimadas como proporciones entre las producciones de diferentes períodos acumulados de 100 días (por ejemplo, $P_{2:1}$ sería la relación existente entre la producción acumulada en los segundos 100 días de lactancia sobre la acumulada en los primeros 100). Los estimadores de h^2 fueron 0.22, 0.29 y 0.26 para $P_{2:1}$, $P_{3:1}$ y $P_{3:2}$, respectivamente. Por otro lado, el

parámetro C (tasa de declinación postpico) presentó una correlación genética (r_g) con la producción acumulada a 305 días cercana a cero, pero una r_g moderada y positiva con la producción acumulada a los 100 días (0.43 ± 0.01). En el mismo estudio la r_g entre la persistencia y el rendimiento hasta los 305 días varió de 0.05 a 0.16 según la medida de persistencia considerada, y con el rendimiento a los 100 días varió de -0.25 a -0.35. Estos resultados indicarían que el mejoramiento en el rendimiento de leche a los 100 días sería detrimental para la persistencia, mientras que mejorando esta última característica mediante selección, el rendimiento de leche a 305 días no se vería afectado, dada la baja correlación genética entre dichas características (Schneeberger, 1979).

En este mismo sentido, Shanks et al. (1981) trabajando con 113,705 lactancias de vacas Holstein a los que se les ajustó el modelo linealizado de Wood (1967), encontraron heredabilidades para los parámetros de la curva de lactancia de 0.10 ± 0.01 para todos los partos en el caso de Ln a, en cambio para b las h^2 variaron desde 0.06 ± 0.01 en el primer parto a 0.14 ± 0.02 para el cuarto parto y más. En lo referente al parámetro c la heredabilidad aumentó desde el primer parto al cuarto de 0.14 ± 0.02 a 0.17 ± 0.02 . Lo que llama la atención en este trabajo es que la persistencia (s), definida como $c^{(h+1)}$, presentó heredabilidades cercanas a cero para los primeros tres partos y de 0.29 ± 0.05 para el cuarto parto, observándose

exactamente el mismo patrón para la h^2 del tiempo al pico de producción (TP).

Por otro lado, Ferris et al. (1983) trabajando con 5,927 lactancias provenientes de 557 hatos de ganado Holstein estimaron parámetros genéticos como h^2 y r_g para los parámetros de la curva de lactancia. Esto se hizo con la finalidad de incorporarlos a un índice de selección para la identificación de sementales reproductores. La clasificación de los sementales en base al índice fue similar a la clasificación de los mismos con base en el rendimiento de leche a 305 días. Se puede inferir, que las h^2 reportadas por este autor (dado su reducido valor y la amplitud de sus respectivos errores estándar) no defieren significativamente de cero (Cuadro 2). En el mismo estudio las r_g estimadas entre la producción de leche a 305 días (PL305) y la producción inicial (a), la tasa de ascenso al pico (b), la tasa de descenso después del pico (c), el rendimiento en el pico de producción (RP) y la persistencia (s) fueron de -0.37, 0.40, 0, 0.91 y 0.54, respectivamente. Por lo anterior se desprende que los intentos en disminuir el pico de producción y aumentar la persistencia, disminuirían mucho la producción de leche por lactancia (Ferris et al., 1983). En el Cuadro 2, se presenta a modo de resumen de los aspectos genéticos de las curvas de lactancia.

En lo que se refiere a heterosis para los parámetros de la curva de lactancia, el único trabajo revisado que da indi-

Cuadro 2. Resumen de los antecedentes en cuanto al estudio genético de los parámetros de la curva de lactancia.

Caract.	Wood 1970	Schneeberger 1979	Rao et al., 1979	Shanks 1981	Ferris 1983
N	1567	77,503	2034	35,764	5927
RAZA	Friesian	Pardo Suizo	Sahiwal	Holstein	Holstein
r	a		0.25±.02		
	b		0.16±.02		
	c		0.18±.02		
	s		0.12±.02		
h ²	a	0.09±.01	0.16±.09	0.10±.01	0.06±.47
	b	0.15±.01	0.06±.08	0.06±.01	0.09±.24
	c	0.20±.01	0.09±.09	0.14±.02	0.15±.16
	s ¹	0.22 a 0.29	0.05±.07	0.02±.01	0.04±.46
	RL ₂	0.43±.01	0.14±.09		0.16±.17
r _g ³	a		b c s RL	b c s	b c s RL
	b		= = - +	+ + -	= = + -
	c		++ - 0	++ -	++ + +
	s		- 0	=	- 0
	RL		+ +		+ +

¹ Persistencia pero no a partir del modelo (p.e P2:1)

² RL= PL305

³ Alta y negativa (=); Alta y positiva (++)

caciones de ello es el realizado por Madalena et al. (1979). En el mismo, estimaron a partir del modelo de Wood (1967) los parámetros de la curva de 640 lactancias de vacas Holstein, 1/2 sangre Holstein-Cyr (F1) y 3/4 Holstein 1/4 Cyr. Los estimadores para cada uno de los parámetros de la curva de lactancia fueron de 2.55, 2.43 y 2.39 para $\ln a$; 0.015, 0.015 y 0.022 para b ; 0.003, 0.0025 y 0.0041 para c , en las vacas F1, las 3/4 H 1/4 G y las Holstein, respectivamente. A partir de estos resultados se nota una superioridad del parámetro a para las vacas F1, al igual que la inferioridad de las mismas para los parámetros b y c . Esto podría dar indicaciones de heterosis positiva para a y negativa para b y c , ya que para poder hablar de heterosis propiamente dicha necesitaríamos tener los estimadores de a , b y c para la raza Cyr, la cual no fue analizada en este trabajo.

Por todo lo anterior, es fácil observar, que en general la caracterización de la curva de lactancia se ha hecho empleando funciones no lineales, como las descritas anteriormente. Estas funciones a su vez están determinadas por ciertos parámetros (a , b , y c), los cuales cuentan con una base genética, la cual ha sido poco estudiada en condiciones tropicales. Este tipo de conocimiento en los trópicos es importante no sólo por razones genéticas como se expresó anteriormente, sino también por razones de manejo, como son la planificación forrajera, la planificación de servicios, etc.

2. 3 Registros parciales.

Los registros parciales de la producción de leche son útiles para el mejoramiento de la producción anual de leche y grasa. La utilidad de registros parciales, como predictores de la producción total, es principalmente para tener bases genéticas suficientes como para poder incluir un mayor número de hijas en las pruebas de progenie. De esta forma se espera hacer más eficiente el proceso de selección, ya que se acortaría el intervalo entre generaciones y por lo tanto se obtendría un mayor adelanto genético anual. Sin embargo, para que esto sea posible, es necesario saber si la producción de leche en los primeros días de la lactancia es heredable y si la correlación genética con la producción total por lactancia es alta y positiva. Según Turner y Young (1969), la eficiencia con que los registros parciales pueden ser utilizados en estrategias de selección, donde el objetivo principal es lograr un mayor adelanto genético por unidad de tiempo sobre una característica de interés como lo es la producción de leche a 305 días, depende de factores tales como las heredabilidades (h^2) de ambas características y de la magnitud y signo de la correlación genética existente entre ellas. Esto si se parte del supuesto que la intensidad de selección estandarizada es la misma para las dos características involucradas. De Alba y Kennedy (1985) y Salgado (1988) trabajando con ganado Criollo Lechero Centroamericano, Jersey y sus cruces en el hato lechero del CATIE, Turrialba, han cuantificado la posibilidad

y el avance genético que se lograría bajo una política de selección en condiciones tropicales. Lo que no se sabe, si esto es todavía posible de realizar considerando registros parciales como criterio de selección. Sin embargo, en regiones templadas varios investigadores han realizado estudios en este sentido (Madden et al., 1955; Robertson y Rendel, 1954; Searle, 1960; Wilmink, 1987).

Madden et al. (1955), analizaron 599 registros de 253 vacas Holstein y estimaron repetibilidad (r), heredabilidad (h^2), y correlaciones genéticas (r_g) involucrando registros parciales (1-30, 1-60, ..., 1-270 días) y la producción acumulada a 305 días. La r fue estimada mediante correlación intraclass, mientras que la h^2 y las r_g fueron estimadas mediante la regresión madre-hija. Los valores de r descendieron de 0.50 a 0.25 y los de h^2 disminuyeron de 0.30 a 0.15, desde los tres primeros meses a los últimos meses de lactancia, respectivamente. En el mismo trabajo, las r_g estimadas entre cada uno de los registros parciales y PL305, fueron cercanas a uno. Asimismo, Robertson y Rendel (1954), utilizando el mismo método de estimación, obtuvieron una r_g entre la producción a 70 días y la producción de leche a 305 días de 0.76 ± 0.14 . Correlaciones genéticas tan altas entre lactancia parcial y total sugieren que los mismos genes que afectan la producción en los primeros días de la lactancia estarían actuando durante toda la lactancia, por lo que es posible una evaluación genética temprana del nivel de producción de los animales, la

cual puede ser usada como un criterio de selección viable. En el mismo orden de trabajos, Searle (1960) trabajando con ganado Holstein obtuvo resultados similares a los obtenidos por Madden et al. (1955) y Robertson y Rendel (1954), aunque en magnitudes diferentes. Este autor (Searle, 1960) obtuvo r_g entre producción parcial y total que aumentaban desde 0.77 hasta 1 para los primeros tres meses, y luego descendían hasta 0.4 en el último mes de lactancia. Esto implica que, según sus resultados, la última parte de la lactancia se encuentra bajo mayores influencias ambientales. El mismo patrón fue observado por Searle (1960) para las heredabilidades de producción mensual con valores cercanos a los obtenidos para producción total, la cual fue alrededor de 0.19. En este estudio, la máxima h^2 la presentó el segundo mes de lactancia ($h^2 = 0.28$) y la mínima el octavo mes de lactancia ($h^2 = 0.07$).

Por otro lado, Wilmink (1987) estimó la h^2 de las producciones acumuladas en diferentes períodos a lo largo de la lactancia (M_1-60 , M_1-120 , M_1-180 , M_1-240 y M_1-305). Para este estudio trabajó con 24,692 lactancias de vacas Holstein colectadas entre los años 1981-1984, repartidas en 663 hatos y habiendo descartado aquellas lactancias menores a 270 días. Las h^2 para los diferentes períodos fueron de 0.22 ± 0.04 , 0.28 ± 0.05 , 0.30 ± 0.06 , 0.30 ± 0.06 y 0.31 ± 0.06 para M_1-60 , M_1-120 , M_1-180 , M_1-240 y M_1-305 , respectivamente. Además Wilmink (1987) estimó las correlaciones genéticas de cada uno de estos períodos con PL305, siendo de 0.77 ± 0.08 , 0.89 ± 0.05 , 0.95 ± 0.03 .

0.98±0.01 y 1.00 para M₁-60, M₁-120, M₁-180, M₁-240 y M₁-305, respectivamente, lo que a grandes rasgos coincide con lo obtenido por Madden et al. (1955), Robertson y Rendel (1954) y Searle (1960). Así mismo, en dicho estudio se estimó la eficiencia de la respuesta correlacionada en PL305 al seleccionar en forma directa para cada uno de los diferentes períodos acumulados, resultando de 0.78 para M₁-60, 0.89 para M₁-120, 0.95 para M₁-180 y 0.99 para M₁-240. Todo lo anterior, que el uso de un criterio de selección que involucre a los registros parciales permite mejorar el adelanto genético en la producción de leche a 305 días, tanto por generación como por unidad de tiempo.

En los trópicos, son muy pocos los trabajos realizados sobre este tema. Cabe mencionar el trabajo de Salgado (1988), en donde desarrolló un índice de selección considerando características de producción de leche de lactancias completas. En el trabajo se muestran las diferencias existentes en producción de leche entre los distintos grupos raciales del hato lechero del CATIE (Criollo Lechero, Jersey y sus cruces), a lo largo de su vida útil. En ese estudio se observó que el Criollo llega a su máximo nivel de producción de leche por lactancia a una edad mas tardía que las Jersey, pero una vez alcanzado dicho nivel, a diferencia de los anteriores, se mantiene en el mismo durante 2 ó 3 lactancias, para luego comenzar a declinar a una tasa menor que las Jersey.

En el mismo trabajo se mostró que el nivel de producción de las vacas Criollas por lactancia es menor (1836 kg) que el de las vacas Jersey (2125 kg). También cabe destacar que los animales F1 produjeron 2449 kg de leche a 305 días, poniendo en evidencia la gran heterosis entre ambos grupos raciales. Para ver y ampliar el uso práctico de los resultados reportados por Salgado (1988), se hace necesario realizar el estudio sobre el comportamiento de los diferentes grupos raciales a nivel de lactancia.

Con el presente estudio se pretende visualizar y precisar, mediante el conocimiento de la lactancia, el manejo a considerar por grupo racial, así como también, explicar los efectos que los parámetros de la curva podrían tener sobre el comportamiento reproductivo de las vacas en el ciclo subsiguiente. Asimismo, se desea precisar si hay motivos para pensar en la implementación de una política de selección tendiente a mejorar el adelanto genético por unidad de tiempo.

3. MATERIALES Y METODOS

3.1 Localización y origen del ganado Criollo en el CATIE.

El presente estudio se llevó a cabo utilizando los registros mensuales de producción de leche del hato lechero de la finca experimental del CATIE. La misma se encuentra en Turrialba, provincia de Cartago, Costa Rica a 645 msnm. La temperatura media anual es de 21.5°C, con una media máxima de 26°C y una mínima de 18°C. La precipitación anual promedio es 2660 mm, siendo los cuatro primeros meses del año en los que se presenta la menor precipitación. La humedad relativa ambiente es en promedio de 87 % (Martinez, 1986).

En 1947 ingresan a la finca los primeros animales criollos, posteriormente denominados Criollo Lechero Centroamericano o Reyna. Estas primeras 13 vacas procedían de Rivas, Nicaragua. En 1949 se incorporan siete vacas y dos toros, y dos años después fueron introducidas también desde Nicaragua 20 vacas y dos toros Criollo Lechero. En 1952 se importan desde Honduras, 33 vacas criollas. Apartir de ese año solo se continuó introduciendo el criollo Nicaraguense, una vaca y un toro en 1955, 10 vacas en 1958, 17 en 1965, y cuatro sementales en 1983 (De Alba, 1985).

El tipo de animales que en la actualidad predomina en el hato es el Criollo Lechero, Jersey y sus cruces, de allí su

importancia en este estudio, aunque los grupos raciales presentes en la finca han variado con el correr de los años (Figura 1).

3.2 Manejo de los animales.

La alimentación de los animales es a base de pastoreo, a excepción de las primeras etapas de crianza de las terneras. El tipo de suelo predominante en la finca se halla clasificado como Inceptisol Typic Distropeps (Angulo, 1980).

El pasto Estrella (Cinodon nlenfluensis) es el que predomina en casi la totalidad de los potreros, el cual fue introducido en el año 1965. Sin embargo, existen algunas áreas con pasto natural, Guinea (Panicum maximum), *Brachiaria* y pasto amargo (Paspalum conjugatum) (Salgado, 1988).

La lechería consta de tres unidades de producción, todas bajo un sistema de pastoreo rotacional. Estas unidades son: el intensivo que ocupa 4.45 ha (desde 1977), el demostrativo que utiliza 12 ha y el general con una superficie de 58 ha. Los dos primeros se diferencian del tercero por recibir más altos niveles de fertilización y por soportar cargas instantáneas y globales más altas. El general es el que se maneja en forma más extensiva. Este tipo de manejo dio origen a los otros dos.

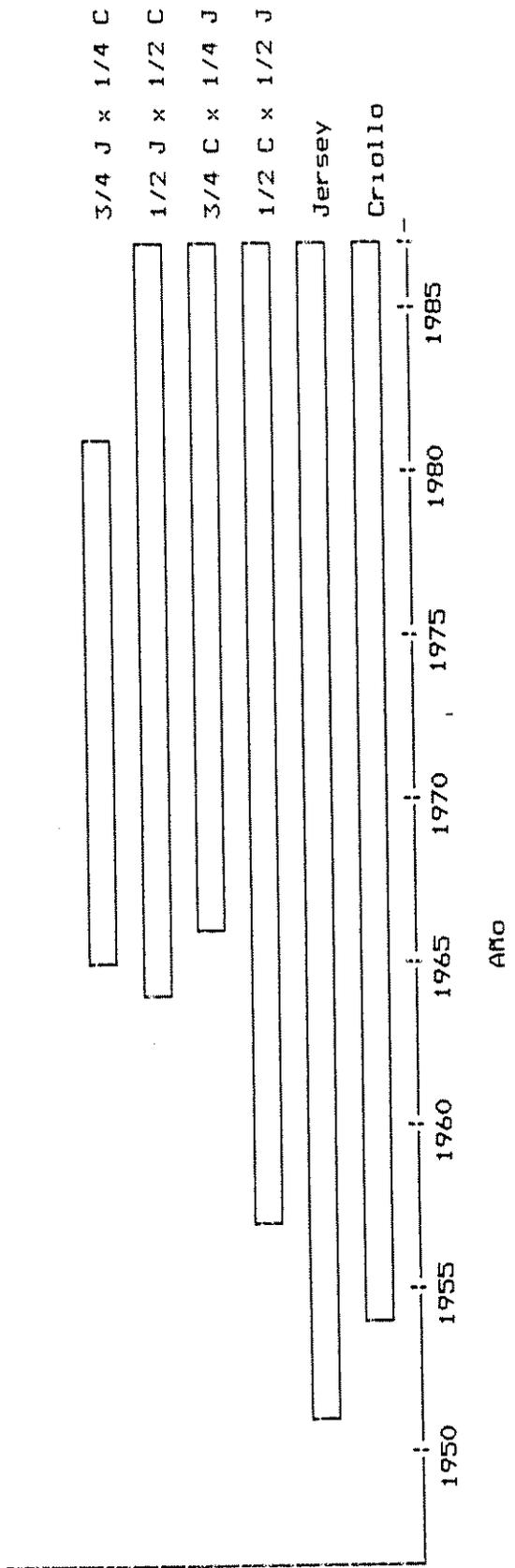


Fig 1. Distribución de los grupos raciales considerados en este estudio durante los años 1951-1987.

Las crías al momento de nacer son separadas de sus madres y los machos son sacrificados, siempre y cuando no sean Criollos Lecheros puros. La crianza de las terneras se divide básicamente en tres etapas: 1) calostro (hasta los 5 días de nacidas), 2) leche-pasto-concentrado, a razón de 4 kg/día con libre acceso al concentrado y seis horas de pastoreo (hasta los 2 meses de edad), pasto picado-concentrado (1 kg/día)-seis horas de pastoreo (hasta los 80 kg de peso vivo) y 3) pastoreo con concentrado, a razón de 1 kg/día (hasta los 150 KG, aproximadamente a los 14 meses de edad). A partir de este momento las terneras pasan al grupo de novillas de reemplazo, ofreciéndoseles además sal común y harina de hueso, en esta etapa se lleva a cabo la marcación. Más detalles sobre la crianza de terneras es dado por Martínez (1986).

Se considera que una vaquilla está en condiciones para ser inseminada cuando alcanza los 250 kg de peso vivo si es Criolla y los 240 kg de peso vivo si es Jersey. En la lechería la inseminación artificial es generalizada. El semen proviene de sementales Criollo y Jersey puros. También se ha utilizado semen de otras razas a lo largo del período en estudio, como Pardo Suizo, Rojo Danés, Durham, Ayrshire, y Holstein rojo, aunque esto fue generalmente durante un corto periodo de tiempo. Solo el semen del ganado Criollo es colectado y procesado en la finca.

El ordeño es mecánico a partir de 1962. Dos ordeños diarios son efectuados (3 A.M y 3 P.M). Durante el ordeño cada vaca recibe 1 kg de melaza. La producción de leche hasta 1981 inclusive, se media a fecha fija (una vez por mes) y a partir de 1982 cada 14 días. La producción mensual se acumula en base al promedio de dichos registros diarios. El ajuste de la producción a 305 días es por corte. Las vacas que tienen lactancias de menos de 305 días, se les registra su producción total como si fuera la de 305 días, y si la lactancia es más larga, se le resta a la producción total la leche producida en los días que superaron a los 305 (Salgado, 1988).

3.3 Manejo de la información para el estudio.

Para este estudio se tomaron en cuenta, como fuera señalado anteriormente, los registros llevados en la lechería de la finca ganadera del CATIE, de los cuales se codificaron las siguientes variables:

- Identificación de la vaca
- Grupo racial de la vaca
- Fecha de nacimiento
- Tipo de manejo: 1) Intensivo 2) Demostrativo y 3) General.
- Padre de la vaca
- Raza del padre de la vaca
- Madre de la vaca
- Grupo racial de la madre de la vaca
- Fecha de servicio efectivo

- Número de servicios por concepción
- Fecha de parto de la vaca
- Peso al parto
- Producción total de leche
- Largo de lactancia
- Producción mensual de leche por vaca en cada lactancia
- Tipo de lactancia
- Epoca de parto: 1) Enero a Abril 2) Mayo a Diciembre.

Este estudio comprendió el período entre los años 1960 y 1988. Los grupos raciales considerados se muestran en el Cuadro 3. Se codificaron un total de 2,747 lactancias de las cuales fueron eliminadas aquellas no consideradas normales (afectadas a experimento, enfermedad, vendida durante la lactancia, o lactancias menores a 50 días). También se eliminaron las lactancias provenientes de los manejos 1 y 2. Las producciones de estos dos módulos fueron generadas en un período de tiempo muy localizado y además presentaron un nivel de producción diferente al del manejo 3. De cualquier forma las lactancias eliminadas fueron solo 90 lactancias lo que equivale al 3.2 % del total de lactancias tomadas en cuenta en un principio. Luego de estas restricciones quedaron para el análisis 2430 lactancias (Cuadro 3).

Cuadro 3. Número de lactancias disponibles por grupo racial antes (NA) y después (ND) de establecidas las restricciones.

GRUPO RACIAL	NA	ND	DIF(%)
CRIOLLO (C)	1261	1095	13.2
JERSEY (J)	616	512	16.9
F1(CxJ)	317	297	6.3
F1(JxC)	302	288	4.7
3/4 CRIOLLO	113	109	3.6
3/4 JERSEY	138	129	6.6
TOTAL	2747	2430	11.7

A partir de los registros mensuales se procedió a calcular la producción diaria, dividiendo las producciones mensuales por 30.5 (en partos ocurridos antes de 1982), ya que en ese período se registraba la leche a fecha fija. Después de 1982 el cociente fue por 28 ya que se hace control lechero cada 14 días. En el caso del inicio y final de la lactancia los registros fueron tomados también a fecha fija, lo que generó que fueran períodos desiguales para cada lactancia. Se codificaron entonces los días del parto al primer registro y los días desde el penúltimo registro hasta la fecha de secado de la vaca, para así poder generar la producción diaria en dichos períodos. La otra variable que se tomó en cuenta fue la producción de leche a 305 días.

3.4 Procedimientos analíticos.

3.4.1 Análisis de la curva de lactancia.

Para la caracterización de la curva de lactancia, a partir de los registros mensuales, se utilizó el modelo propuesto por Wood (1967).

$$Y_x = a x^b e^{-cx} ; \text{ donde:}$$

Y_x = Producción diaria promedio en el periodo x (meses).

a = Parámetro de la curva que regula la producción inicial.

b = Parámetro que regula el ascenso al pico de producción.

c = Parámetro que regula el descenso postpico.

e = Es la base de los logaritmos naturales.

Los mismos fueron estimados para cada lactancia mediante dos procedimientos: 1- Método Iterativo de estimación no lineal de mínimos cuadrados (Mardquardt, 1968), a través del procedimiento NLIN utilizando el programa SAS de computación (SAS, 1987).

2- Linealizando la función mediante logaritmos y analizándola como una regresión múltiple, la cual queda como:

$$\ln Y_x = \ln a + b \ln x - c x.$$

De estos dos métodos se optó por el primero, puesto que con el mismo se obtuvieron coeficientes de determinación (R^2) más elevados entre las producciones observadas y predichas. Además el mismo fue el que arrojó menor porcentaje de curvas atípicas (b o c negativos o $a > 20$). En el Cuadro 4, se muestran los coeficientes de determinación (R^2) promedio entre los

Cuadro 4. Comparación entre los métodos de estimación lineal (L) y no lineal (NL) para los parámetros de la curva de lactancia en el hato lechero del CATIE en base al modelo de Wood (1967), dentro de cada grupo racial.

GRUPO	R ² (1)			C. ATÍPICAS			% C. ATÍP			CV	
	N	L	NL	L	NL	L	NL	L	NL	L	NL
CRIOLLO (C)	1098	77.4	86.1	300	225	27	20	20.3	9.77		
JERSEY (J)	515	63.8	76.0	187	146	36	28	28.0	15.88		
C x J	297	69.8	82.6	94	68	32	22	25.6	10.47		
J x C	285	59.4	74.3	91	88	32	31	31.4	16.36		
3/4 C 1/4 J	102	70.4	82.2	38	33	37	32	26.1	10.33		
3/4 J 1/4 C	129	76.7	83.9	42	37	32	28	19.5	8.19		

(1) Coeficiente de determinación entre valores observados y predichos, a partir del modelo de Wood (1967) linealizado mediante logaritmos y mediante la estimación no lineal.
CV Coeficiente de variación de los R².

valores observados y predichos para las diferentes lactancias dentro de cada grupo racial y para cada método de estimación, así como también la proporción de curvas atípicas. En este cuadro también se puede observar que los coeficientes de variación (CV) de dichos R^2 promedio son bastante menores para la estimación no lineal. En el Cuadro 5, se presentan los R^2 según el número de parto y nuevamente el método no lineal sigue siendo el mejor estimador de los parámetros de la curva de lactancia. Una vez caracterizadas las curvas para cada lactancia, los parámetros de dichas curvas sirvieron de base para el análisis genético de los mismos. Para ello las curvas de lactancia atípicas fueron eliminadas (N=600 ó 25% del total), después de esta eliminación quedaron 1830 lactancias (Cuadro 6).

Cuadro 6. Número de lactancias disponibles antes y después de ser eliminadas las curvas atípicas.

G.RACIAL	A>20	B<0	B>1	C<0	ORIG.	TIPICAS	ATIP.	%ATIP
CRIOLLO	14	177	48	30	1095	874	225	21
JERSEY	17	141	3	47	512	369	146	28
C x J	8	63	4	7	297	229	68	23
J x C	5	88	3	28	288	197	91	32
C x F1	3	28	5	8	102	69	33	32
J x F1	1	35	2	2	129	92	37	29
TOTAL	48	532	65	122	2430	1830	600	25

Una vez estimados los parámetros de las curvas empleando el modelo de Wood (1967), se generaron otras variables como:

Cuadro 5. Comparación entre los métodos de estimación lineal (L) y no lineal (NL) para los parámetros de la curva de lactancia en el hato lechero del CATIE en base al modelo de Wood (1967), según el número de parto.

Número de Parto	N	R ² (1)		CV	
		L	NL	L	NL
1	643	70.4	79.0	23.45	13.95
2	401	72.6	82.3	24.07	12.43
3	290	73.7	82.8	22.88	11.08
4	243	74.8	85.7	22.68	8.52
5	188	71.9	84.4	25.54	10.76
6	163	66.4	82.9	31.24	11.85
7	135	70.1	84.2	27.57	9.43
8	111	71.9	82.6	23.48	10.92
9	92	70.2	81.1	25.48	13.05
>9	160	67.4	76.3	25.25	16.25

(1) Coeficiente de determinación entre valores observados y predichos, según del modelo de Wood (1967) linealizado mediante logaritmos y mediante la estimación no lineal de mínimos cuadrados.

CV Coeficiente de variación de los R²

Persistencia (s) estimada como $s = -(b + 1) \ln c$

Tiempo al pico (TP) estimado como $TP = b/c$

Rendimiento en el Pico (RP) estimado como $RP = a (b/c)^b e^{-c}$,

todas éstas propuetas por Wood (1969).

3.4.2 Análisis para generar ajustes.

Una vez generadas las distintas variables de interés (a, b, c, s, TP, RP y PL305), se procedió a calcular los factores de ajuste por número de parto para cada una de las mismas. Antes de ello, se realizaron varios análisis preliminares para evaluar las posibles interacciones. El modelo preliminar incluyó los efectos de grupo racial (GR), número de parto (NP), año de parto (A), época (E) y las interacciones entre GR*NP, GR*A, GR*E, NP*A, NP*E y A*E, pero este modelo no pudo ser analizado directamente, debido al número excesivo de grados de libertad para los efectos fijos del mismo. Para su evaluación se realizó una sintetización de modelos siguiendo el procedimiento descrito por Harvey (1970). Los análisis de varianza sintetizados para a, b, c, s, TP y RP se presentan, a modo de ejemplo, en los Cuadros del apéndice desde 2A y 3A. En los mismos se muestra que solo para s fue significativa la interacción NP*GR, por lo cual se generaron factores de ajuste para esta variable dentro de cada grupo racial. La interacción A*E fue significativa para b, c, s y TP. El efecto del NP fue significativo solo para a y RP, por lo que b, c y TP no se ajustaron por NP. En el caso de la producción de leche a 305

días (PL305), se utilizaron los factores de ajuste por NP dentro de cada grupo racial generados por Salgado (1988).

Para la estimación de los factores de ajuste por número de parto, y las medias de mínimos cuadrados por grupo racial para a, b, c, TP y RP se utilizó el siguiente modelo mixto:

$$Y_{ijklmn} = \mu + GR_i + V_{j(i)} + NP_k + E_l + A_m + (E*A)_{lm} + \beta(X_i - X.) + e_{ijklmn} \quad (1)$$

donde:

Y_{ijklmn} = Cualquiera de las características en estudio: a, b, c, TP o RP,

μ = Media general del conjunto de observaciones si todas las subclases tuvieran frecuencias iguales,

GR_i = Efecto fijo del i-ésimo grupo racial (1,2,...,6).

$V_{j(i)}$ = Efecto aleatorio de la j-ésima vaca dentro del i-ésimo grupo racial.

NP_k = Efecto fijo del k-ésimo número de parto (1,...,10).

E_l = Efecto fijo de la l-ésima época de parto (1,2).

A_m = Efecto fijo del m-ésimo año de parto (60,...,85).

$(E*A)_{lm}$ = Interacción año por época de parto.

$\beta(X_i - X.)$ = Coeficiente de regresión parcial asociado al día del primer control lechero o registro (X_i).

e_{ijklmn} = Error aleatorio con media 0 y varianza σ_e^2 .

En el Cuadro 4A y 5A se presentan las medias de mínimos cuadrados por número de parto, para cada uno de los parámetros de la curva de lactancia, así como también los factores de

ajuste para a y RP , como resultado del empleo del modelo anterior. El análisis correspondiente a la persistencia (s) de la lactancia individual se realizó mediante un modelo similar al anterior Modelo (1), con la salvedad de que ahora el efecto de grupo racial no fue considerado como fuente de variación, por el hecho de que el análisis se hizo dentro de cada grupo racial. El mismo se analizó como un modelo fijo absorbiendo el efecto de vaca mediante el procedimiento de máxima verosimilitud, este procedimiento permite evitar el confundimiento que pudiera existir entre vaca, año, y número de parto, obteniendo así estimadores insesgados de s para los diferentes partos (Cuadro 6A).

3.4.3 Estimación de parámetros genéticos.

Una vez que las variables a , s , RP y $PL305$ fueron expresadas en una base de equivalente maduro, se realizó un análisis para obtener estimadores de los parámetros genéticos, como la repetibilidad (r), la heredabilidad (h^2) y las correlaciones genéticas (r_g) para los parámetros de la curva de lactancia obtenidos mediante los procedimientos antes descritos. Previo a ello, se continuó con la eliminación de aquellos registros que provinieran de hijas de sementales que habían sido utilizados un solo año, para evitar así la confusión año-semental. La proporción de sementales que fueron utilizados un solo año fue del 34%. También se eliminaron los registros provenientes de hijas de sementales desconocidos. Luego de

estos ajustes y eliminaciones, el número total de lactancias disponibles fue de 1458 .

Este fue el conjunto de datos que se utilizó para emplear el siguiente modelo de medias hermanas paternas para la estimación de los parámetros genéticos antes mencionados:

$$Y_{ijklmn} = \mu + GR_i + S_{j(i)} + V_{k(ij)} + E_l + A_m + (E*A)_{lm} + \beta(X - X..) + e_{ijklmn} \quad (2)$$

donde:

Y_{ijklmn} = Cualquiera de las características en estudio: a, b, c, s, TP, RP y PL305.

μ = Media general del conjunto de observaciones si todas las subclases tuvieran frecuencias iguales,

GR_i = Efecto fijo del i-ésimo grupo racial ($i=1,2,\dots,6$),

$S_{j(i)}$ = Efecto aleatorio del j-ésimo padre dentro del i-ésimo grupo racial,

$V_{k(ij)}$ = Efecto aleatorio de la del k-ésima vaca dentro del j-ésimo padre, dentro del i-ésimo grupo racial.

E_l = Efecto fijo de la l-ésima época de parto ($l=1,2$).

A_m = Efecto fijo del m-ésimo año de parto ($m=60,\dots,85$).

$(E*A)_{lm}$ = Interacción año por época de parto.

β = Coeficiente de regresión asociado con el día de inicio de control lechero (X_i), y

e_{ijklmn} = Error aleatorio con media 0 y varianza σ^2_e asociado con cada observación o registro.

A partir de este modelo se estimaron los componentes de varianza de semental (σ^2_{B}), de vaca dentro de semental ($\sigma^2_{\text{v/B}}$), del error (σ^2_{e}) para cada una de las características, como así también los componentes de covarianza de semental ($\sigma_{\text{B B}}$) entre las distintas características en estudio. Estos componentes de varianza y covarianza sirvieron para estimar la (r), la (h^2), y las (r_{g}), para las características antes mencionadas (a, b, c, s, TP, RP y PL305). Las formulas utilizadas para cada caso fueron las que se presentan a continuación. Para estimar la repetibilidad (r):

$$r = (\sigma^2_{\text{B}} + \sigma^2_{\text{v/B}}) / (\sigma^2_{\text{B}} + \sigma^2_{\text{v/B}} + \sigma^2_{\text{e}}) \quad \text{Becker(1984)}$$

La cual teóricamente representa la relación entre la suma de la varianza genética (V_{G}) más la varianza del medio ambiente permanente ($V_{\text{MA P}}$) sobre la varianza fenotípica (V_{F}) para cada característica $r = (V_{\text{G}} + V_{\text{MA P}}) / V_{\text{F}}$.

Mientras que h^2 fue estimada de la siguiente manera:

$$h^2 = 4 \sigma^2_{\text{B}} / (\sigma^2_{\text{B}} + \sigma^2_{\text{v/B}} + \sigma^2_{\text{e}})$$

En forma similar la expresión anterior sería la relación entre la varianza genética aditiva sobre la varianza fenotípica.

Asímismo la r_{g} fue estimada a partir de la siguiente expresión:

$$r_{\text{g}ij} = \sigma_{\text{si}j} / (\sigma^2_{\text{si}} * \sigma^2_{\text{sj}})^{1/2}.$$

Es prudente indicar que se hizo el intento de emplear la regresión madre-hija como procedimiento para estimar la r_g pero debido al número reducido de pares madre-hija, el mismo no se pudo usar con efectividad. Es importante señalar aquí que los análisis realizados mediante los modelos (1) y (2) siguieron los procedimientos descritos por Harvey (1987).

3.4.4 Heterosis.

La heterosis para los parámetros de la curva de lactancia fue obtenida mediante las medias de mínimos cuadrados de estas características comparando el promedio de las F1 (Criollo Lechero x Jersey incluyendo recíprocos) o el de las retrocruzas (F1*raza pura, también incluyendo recíprocos), con el promedio entre las razas puras (Jersey y Criollas). Esto es: $\%H = \frac{(X1 - X2)}{X2} * 100$ donde

$\%H$ = Porcentaje de heterosis para una determinada

característica (a, b, c, s, TP, RP y PL305),

X1 = Medias de mínimos cuadrados promediadas para los cruces recíprocos, ya sean F1 o retrocruzas entre Criollo Lechero y Jersey incluyendo los recíprocos.

X2 = Medias de mínimos cuadrados promediadas para las razas Criollo Lechero y Jersey para cada característica.

Tanto X1 como X2 son promedios obtenidos de las medias de mínimos cuadrados para cada uno de los grupos raciales a partir del modelo (1).

3.5 Utilización de registros parciales como criterio de selección.

Para la realización del presente objetivo se partió de de los registros originales, de los cuales se eliminaron aquellos registros provenientes de lactancias menores a 120 días, aquellas lactancias consideradas anormales (enfermedad, aborto, venta, etc.) y aquellas lactancias provenientes de los tipos de manejo 1 y 2 (las razones para esta restricción son explicadas anteriormente en este escrito). Del número total de registros entonces se contó con 2307, luego de haber impuesto las restricciones correspondientes. Con base en estos datos se generaron las siguientes variables:

A1 = Producción de leche acumulada en los primeros 20 días de lactancia.

A2 = Producción de leche acumulada en los primeros 50 días de lactancia.

A3 = Producción de leche acumulada en los primeros 80 días de lactancia.

A4 = Producción de leche acumulada en los primeros 110 días de lactancia.

Para la estimación de A1 se calculó la producción promedio diaria hasta el primer control lechero que se registró y se lo multiplicó por 20, ya que 20 fue el promedio de días transcurridos hasta el primer registro. Las demás variables (A2, A3

y A4) se generaron por sumas sucesivas a partir de A1 con un intervalo de 30 días..

Una vez generadas las variables en cuestión, se realizaron ajustes para las diferentes características según número de parto dentro de cada grupo racial, utilizándose los factores de ajuste para producción de leche a 305 días (PL305), generados por Salgado (1988). Se realizó este tipo de ajuste debido a que al caracterizar las curvas de lactancia por número de parto (Figuras 4 y 5) se observó un paralelismo entre dichas curvas, que daba evidencias de un comportamiento similar a PL305 de las diferentes variables en cuestión. Además, en un análisis preliminar la interacción grupo racial (GR) por número de parto fue significativa para cada una de las variables de manera similar a lo reportado para PL305 por Salgado (1988) (Cuadros 7A y 8A). Cabe aclarar que en dicho análisis todas las interacciones fueron significativas, pero para los análisis posteriores se asumió que las de número de parto por año de parto (NP*AP) y grupo racial por año de parto (GR*AP) no eran importantes, ya que las mismas pueden estar causadas por la distribución irregular de los diferentes grupos raciales a lo largo de los años (Figura 1). Además, dado el elevado número de grados de libertad de ambas interacciones, las mismas no podían ser incluidas en los modelos por una limitación del programa Harvey, 1987 (no más de 99 grados de libertad de efectos fijos).

Una vez ajustados los registros parciales por número de parto dentro de cada grupo racial se estimaron los diferentes parámetros genéticos a partir del siguiente modelo mixto:

$$Y_{ijklmn} = \mu + GR_i + S_{j(i)} + V_{k(ij)} + E_l + A_m + (E*A)_{lm} + \beta(X - X..) + e_{ijklmn} \quad (3)$$

donde:

Y_{ijklmn} = Cualquiera de las características en estudio: A1, A2, A3, A4 y PL305.

μ = Media general del conjunto de observaciones si todas las subclases tuvieran frecuencias iguales.

GR_i = Efecto fijo del i-ésimo grupo racial ($i=1,2,\dots,6$).

$S_{j(i)}$ = Efecto aleatorio del j-ésimo padre dentro del i-ésimo grupo racial.

$V_{k(ij)}$ = Efecto aleatorio de la del k-ésima vaca dentro del j-ésimo padre, dentro del i-ésimo grupo racial.

E_l = Efecto fijo de la l-ésima época de parto ($l=1,2$).

A_m = Efecto fijo del m-ésimo año de parto ($m=60,\dots,85$).

$(E*A)_{lm}$ = Interacción año por época de parto.

β = Coeficiente de regresión asociado con el día de inicio de control lechero (X), y

e_{ijklmn} = Error aleatorio con media 0 y varianza σ_e^2 .

Previamente al empleo de este modelo fueron eliminados aquellos registros provenientes de vacas hijas de sementales utilizados un solo año por las razones expuestas anteriormente, quedando así 1808 registros disponibles (Cuadro 7).

Cuadro 7. Número de lactancias disponibles por grupo racial antes (NA) y después (ND) de eliminar los registros provenientes de hijas de sementales usados un solo año.

GRUPO RACIAL	NA	ND	DIF(%)
CRIOLLO (C)	1022	818	20.0
JERSEY (J)	496	343	31.8
F1(CxJ)	291	261	11.3
F1(JxC)	278	210	24.5
3/4 CRIOLLO	93	73	21.5
3/4 JERSEY	127	103	19.9
TOTAL	2307	1808	22.7

Las estimaciones de r , h^2 y r_g se hicieron los componentes de (co)varianza de Semental, componentes de varianza de vaca y el componente de varianza de error, usando las mismas fórmulas anteriormente descritas. La variable PL305 fue incluida en este análisis con la finalidad de estimar las r_g entre PL305 y cada una de las diferentes producciones parciales, para así ver la factibilidad de que sean usadas como un criterio de selección temprana para mejorar de forma indirecta la producción de leche a 305 días. Esta verificación se hizo utilizando la siguiente expresión:

$$CR_y = r_g h_x h_y SD_y i_x \quad (1) \text{ Lerner y Cruden, 1948}$$

donde:

CR_y = Respuesta genética correlacionada en y (PL305) por generación cuando se selecciona para x (A1, A2, A3, o A4).

h_x = Raíz cuadrada de la heredabilidad de la característica x (A1, A2, A3, o A4).

h_y = Raíz cuadrada de la heredabilidad de la característica y (PL305).

SD_y = Desviación estandar fenotípica para PL305.

i_x = Intensidad de selección estandarizada para x , la cual fue considerada en este caso igual a una desviación estandar.

También se utilizó el concepto de eficiencia relativa en la selección indirecta, dada por la siguiente formula:

$$\frac{RC_y}{R_y} = \frac{r_g h_x h_y DS_y i_x}{h^2_y DS_y i_y} \quad (2) \quad (\text{Hohenboken, 1985})$$

En la misma se relaciona el adelanto genético obtenido en una característica determinada, mediante selección indirecta (RC_y) expresión (1), con el adelanto genético logrado en la misma pero mediante selección directa (R_y). A partir de la expresión (2) se estimaron la eficiencias relativas de la respuesta correlacionada en PL305 cuando se se selecciona en forma directa para cada uno de los registros parciales considerados

(A1, A2, A3 y A4) bajo diferentes intensidades de selección (i_x : 1, 1.3 y 1.5) y se comparó con la respuesta a la selección directa en PL305, al utilizar una intensidad de selección (i_y) igual a 1. No se consideró el aumento en i_y , ya que al final de la lactancia (PL305) el número de animales con que se cuenta, en la generalidad de los casos, es bastante menor que en la lactancia temprana.

4. RESULTADOS Y DISCUSION

En el presente trabajo se utilizaron los registros mensuales de producción de leche de seis grupos raciales: Criollo Lechero Centroamericano (C), Jersey (J), Criollo*Jersey (C*J), Jersey*Criollo (J*C), 3/4 C 1/4 J y 3/4 J 1/4 C, los cuales conforman el hato lechero del CATIE. En el Cuadro 8 se pueden observar las medias de producción diaria a lo largo de la lactancia para los diferentes grupos raciales. En este cuadro se puede apreciar que el nivel de producción oscila entre 4 y 10 litros/día. Es importante recordar que aunque este nivel de producción parezca bajo, se trata de animales produciendo solo bajo condiciones de pastoreo (sin suplementación de concentrado), lo cual explica en gran parte los niveles de producción observados. Se observa además que los cruces en general presentan mayores producciones que el CL y el J, lo que coincide con lo reportado por De Alba y Kennedy (1985) y por Salgado (1988), quienes destacaron la superioridad de los cruces para la producción de leche por lactancia.

Como ya se ha señalado, en este estudio fueron estimados y analizados los parámetros de la curva de lactancia a partir de la función $Y_x = a x^b e^{-cx}$, propuesta por Wood (1967). En la expresión se entiende a como la producción inicial, b como la pendiente de ascenso al pico de producción y c como la pendiente de descenso post-pico. Además se generaron, a partir de

Cuadro 8. Medias de producción diaria mensual a lo largo de la lactancia en cada grupo racial en el hato lechero del CATIE.

Mes de Lactancia	GRUPO RACIAL							
	Criollo (C)	Jersey (J)	Cx:J(F1)	JxC(F1)	C x F1	J x F1		
1	8.38±2.79	8.46±2.47	10.02±2.74	9.45±2.49	8.91±2.88	9.32±2.27		
2	8.73±2.50	8.82±2.18	10.42±2.37	9.51±2.22	9.28±2.61	9.43±2.00		
3	8.09±2.37	8.13±2.11	9.82±2.25	8.76±2.12	8.35±2.30	8.57±1.87		
4	7.16±2.11	7.47±1.83	8.90±2.13	8.19±1.80	7.55±2.02	7.77±1.62		
5	6.55±1.87	6.92±1.65	8.20±2.09	7.62±1.82	7.12±1.82	7.17±1.72		
6	6.09±1.74	6.56±1.51	7.54±1.88	7.35±1.64	6.67±1.84	6.67±1.48		
7	5.61±1.58	6.20±1.47	6.95±1.88	6.89±1.73	6.46±1.55	6.10±1.58		
8	5.21±1.56	5.85±1.34	6.50±1.81	6.41±1.58	5.98±1.30	5.68±1.51		
9	4.86±1.42	5.54±1.34	6.09±1.72	6.01±1.44	5.60±1.31	5.36±1.43		
10	4.63±1.44	5.21±1.31	5.87±1.76	5.84±1.37	5.38±1.27	4.93±1.30		

los parámetros anteriores, la persistencia (s) la cual indica el mantenimiento del nivel de producción a partir del pico, el tiempo al pico de producción (TP) y el rendimiento en el pico (RP) de la manera descrita anteriormente (1967 y 1969). También se analizó la relación de los mismos entre sí, y con la producción de leche ajustada a 305 días (PL305).

4.1 Estimación de los parámetros de la curva de lactancia.

En el Cuadro 4 pueden observarse las diferencias entre los métodos de estimación de los parámetros de las curvas de lactancia, ya sea linealizando el modelo de Wood (1967) (para así analizarlo como una regresión múltiple) o a partir de la estimación no lineal de mínimos cuadrados, mediante el Método Iterativo de Mardquart. Para todos los grupos raciales los coeficientes de determinación (R^2) entre los valores observados y predichos mediante el modelo, son consistentemente más altos en la estimación no lineal. Este método fue además, el que arrojó menor porcentaje de curvas atípicas (b o c negativos), así como también una variabilidad en la estimación mucho más reducida, lo que fue consistente a lo largo de todos los grupos raciales (Cuadro 4). Esto queda evidenciado por la reducción en el coeficiente de variación (CV) de los R^2 al compararlo con los resultados obtenidos mediante la estimación logarítmica. La reducción podría deberse a que el método de regresión logarítmica ajusta correctamente si se mantiene el valor de a en logaritmo, pero al obtener el antilogaritmo de a

para predecir la producción de leche, se hacen evidentes las diferencias en la bondad de ajuste entre los dos métodos de estimación. La transformación logarítmica reduce las altas producciones, pero también, el sesgo real en la estimación queda oculto en dicha transformación, tal como lo señalaron Cobby y Le Du (1978). En ese trabajo los autores mostraron cómo el modelo linealizado sobreestima la producción en la primera parte de la lactancia y la subestima en la segunda. La proporción de curvas atípicas encontradas en el presente estudio fue del 24.1% y de 31 % para los métodos de estimación no lineal y lineal, respectivamente. Este último es más elevado que lo observado por Schneeberger (1979), quien encontró una proporción de curvas atípicas era del 26% para el modelo linealizado de Wood (1967) y del 25% para una variante del mismo. Asimismo, cuando se analizó la estimación de las curvas de lactancia en función del número de parto, se observó que la mayor variabilidad se presentaba en el primer parto, lo que quedó evidenciado por valores inferiores en el R^2 y valores mayores del CV (Cuadro 5). Kellog et al. (1976), al analizar las diferentes lactancias de 36 vacas Holstein utilizando el método de estimación no lineal a partir del modelo propuesto por Wood (1967), encontraron resultados similares a los del presente estudio, ya que las primera lactancia presentó los R^2 más bajos y más variables; en cambio para las lactancias posteriores los R^2 superaron el 90 %. Esto podría en parte, deberse a la mayor variabilidad en el largo de lactancia en las vacas de primer parto, lo que implica mayor

varibilidad en cuanto al número de puntos regresores y por ende una estimación más errática.

4.2 Caracterización de la curva de lactancia.

Desde el punto de vista de la evolución, el propósito de la lactancia es el de proveer de nutrientes suficientes al ternero en su vida temprana, y esto es fundamental para la sobrevivencia de las especies (Haresing y Cole, 1981). En condiciones ambientales adversas, las vacas no se preñan mientras persiste la lactancia, pudiendo llegar el intervalo entre partos a los dos años. En las lecherías modernas se intenta que el intervalo entre partos no supere los 365 días, para ello la vaca debe quedar preñada antes de los primeros 80 días de lactancia. Es en ese momento cuando se produce un desbalance energético debido a que la vaca comienza su lactancia produciendo mucha leche, sin que esto corresponda con una cantidad de energía proveniente del alimento suficiente para dicha producción, ya que su capacidad de consumo se encuentra muy limitada (Broster et al., 1969). Para hacer frente a este desbalance la vaca hace uso de sus reservas corporales para obtener la energía necesaria para producir leche, entonces pierde peso. Por lo anterior, es muy importante que la vaca llegue al parto en buena condición corporal para que la pérdida de peso en la lactancia temprana no afecte su comportamiento reproductivo. El cambio de peso de la vaca al parto ha sido estudiado en ganadería de leche por Broster et al.,

1979. Pasado el pico de producción el animal aumenta progresivamente su consumo y la energía obtenida a partir de los alimentos es repartida entre la producción de leche y los tejidos corporales, por ende la producción de leche comienza a declinar y el animal comienza a engordar. De lo anterior se puede inferir que el comportamiento reproductivo y la producción de leche están íntimamente relacionados entre sí, y ambos dependen del balance energético entre los tejidos del cuerpo y del alimento consumido (eficiencia de conversión) según Haresing y Cole (1981). Siendo así la relación entre la curva de lactancia, el balance energético y la eficiencia reproductiva, resulta muy importante establecer los conocimientos sobre los parámetros de las curvas de lactancia del hato y a partir de ellos actuar sobre el manejo.

Las medias de mínimos cuadrados y su error estándar para los parámetros de la curva (a , b , c , s , TP , RP y $PL305$) para cada grupo racial son presentados en el Cuadro 9. Los genotipos cruzados presentaron valores más altos para a , pero inferiores para b y c , lo que significa para este grupo racial una curva que comienza con un mayor nivel de producción, el cual se mantiene a lo largo de la lactancia, mostrando así una mayor persistencia que las Jersey y las Criollas Lecheras (Figuras 2 y 3). Estos resultados explicarían lo reportado por Salgado (1988) en donde $PL305$ fue superior para los genotipos cruzados (F1). El porcentaje de heterosis para a es de 18.5 % y para b y c de -15.2 % y -18.1 %, respectivamente (Cuadro

Cuadro 9. Medias de mínimos cuadrados y error estándar por grupo racial para producción de leche a 305 días (PL305), para los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c) y para las variables relacionadas con ella (s, TP y RP).

G.Racial	N	PL305±EE	a±EE	b±EE	c±EE
General	1826	2083±46.3	5.58±0.12	0.27±0.01	0.0064±0.0003
Criollo (C)	873	1708±48.5	4.75±0.13	0.33±0.01	0.0085±0.0003
Jersey (J)	367	1935±63.6	5.17±0.17	0.26±0.01	0.0058±0.0004
C x J (F1)	229	2280±107.1	5.83±0.23	0.26±0.02	0.0061±0.0006
J x C (F1)	194	2261±93.6	5.93±0.24	0.25±0.02	0.0057±0.0006
C x F1	69	1985±109.5	5.83±0.38	0.25±0.03	0.0063±0.0008
J x F1	92	2330±152.6	5.98±0.13	0.23±0.03	0.0059±0.0009

G.Racial	N	s±EE	TP±EE	RP±EE
General	1826	6.51±0.03	41.64±2.03	12.79±0.17
Criollo (C)	873	6.42±0.04	39.67±2.08	13.07±0.18
Jersey (J)	367	6.56±0.06	47.03±2.75	12.03±0.55
C x J (F1)	229	6.73±0.11	42.98±4.33	13.48±0.36
J x C (F1)	194	6.55±0.10	44.45±4.19	13.29±0.36
C x F1	69	6.42±0.04	38.19±5.41	12.58±0.50
J x F1	92	6.42±0.04	37.58±6.25	12.28±0.53

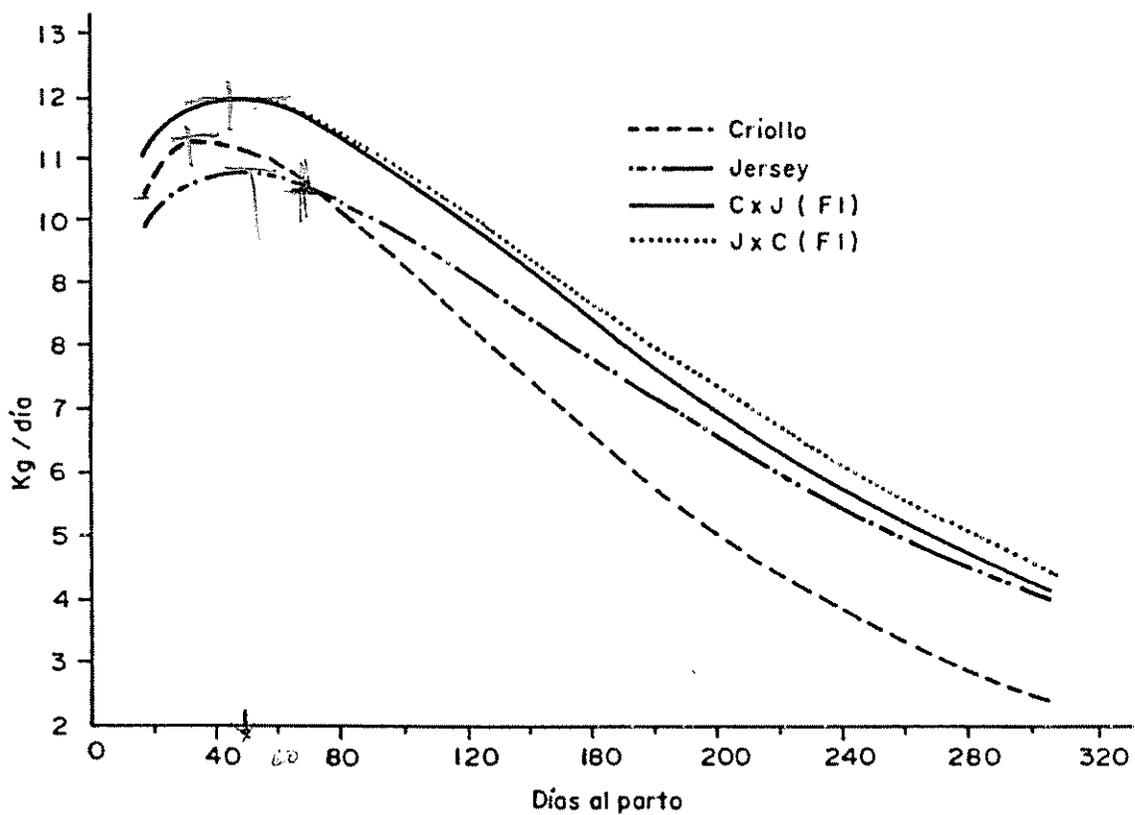


Figura 2 Curvas de lactancia ajustadas por grupo racial para Criollo (C), Jersey (J) y F1 recíprocos, en el hato lechero del CATIE

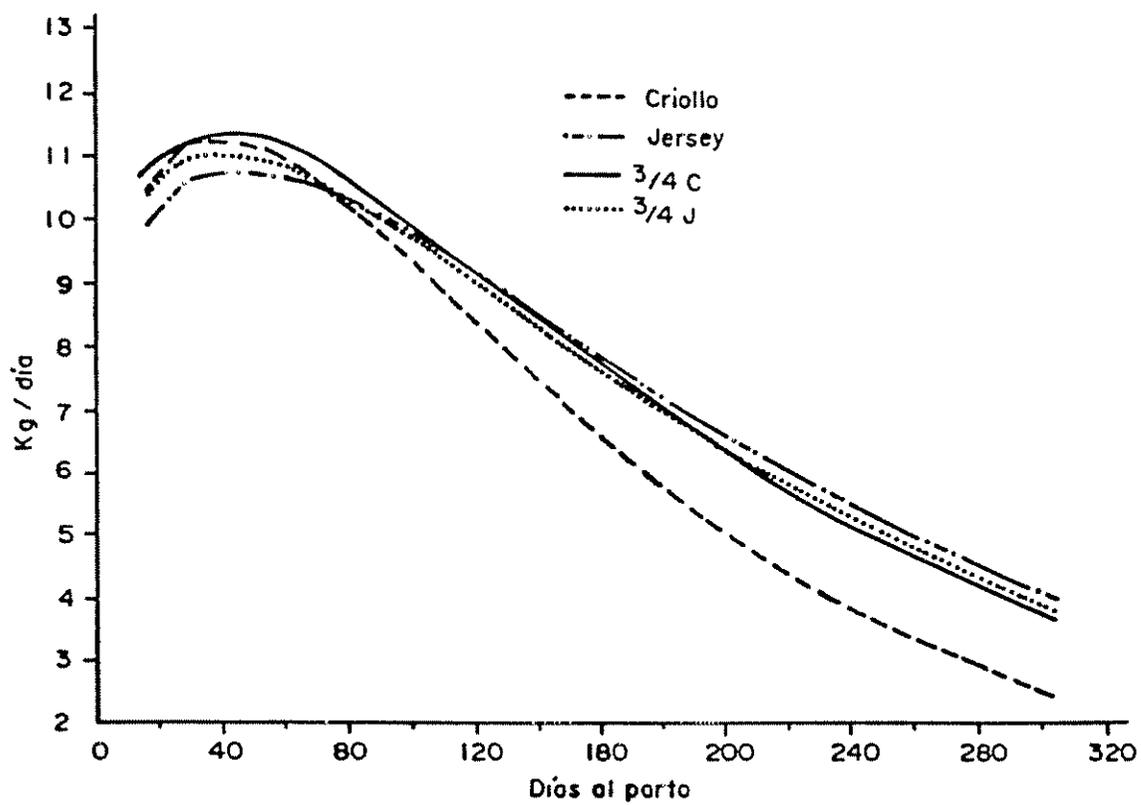


Figura 3 Curvas de lactancia ajustadas por grupo racial para Criollo (C), Jersey (J) y retrocruzas, en el hato lechero del CATIE

10). Los animales cruzados presentan entonces, una producción inicial más alta, un pequeño ascenso hasta el pico de producción, y a partir de allí, una menor tasa de declinación de la misma a lo largo de la lactancia. Lo anterior sugiere la importancia que tiene la varianza genética no aditiva (dominancia y epistasis) para los parámetros de la curva de lactancia, en los cruces entre Jersey y Criollo Lechero Centroamericano (Cuadro 10). Esto a la vez da indicaciones del efecto que ha tenido la selección natural sobre las frecuencias génicas de los animales criollos, si se toma en cuenta que los mismos son *Bos taurus* al igual que los Jersey, por ende, no serían esperables a partir de este tipo de cruzamiento porcentajes de heterosis tan elevados, ya que algunos autores han señalado la ausencia de heterosis para la producción de leche en sistemas de cruzamiento que involucran *Bos taurus* * *Bos taurus* (Wilcox et al., 1988).

Cabe aclarar que en vista a que no existen muchos trabajos realizados en los trópicos en lo que a curvas de lactancias se refiere (Cuadro 1), no es posible comparar los parámetros estimados en este estudio para la curva de lactancia, con los obtenidos con otras razas, bajo diferentes formas de manejo y en otras latitudes. Sin embargo, es importante destacar los resultados obtenidos por Madalena et al. (1979), quienes, trabajando con ganado Holstein, y sus cruces con Gyr observaron que las vacas F1 presentaron valores de A (ln a), mayores a los presentados por las vacas Holstein puras, pero

Cuadro 10. Porcentaje de Heterosis para las diferentes variables relacionadas con la curva de lactancia, en el hato lechero del CATIE.

G. Racial	a	b	c	TP	RP
F ₁	18.3	-15.25	-18.1	0.8	6.6
Retrocruza	19.05	-18.64	-15.27	-12.06	1.0

valores para b y c menores que los de las Holstein puras. En el mismo estudio no se reportan estimadores de los parámetros de la curva de lactancia para vacas Gyr puras, lo que imposibilita la estimación de la heterosis. De cualquier forma, la superioridad de las F1 para los parámetros de la curva de lactancia reportadas por Madalena et al. (1979) son similares a la encontrada aquí. Por otro lado, si se desean comparar los resultados de este estudio con los de otros trabajos desarrollados en climas templados (Wood, 1967, 1969, 1970; Kellog et al., 1976; Cobby y Le Du, 1978; Schneeberger, 1979; Ferris et al., 1983), se puede observar que las curvas caracterizadas en dichos trabajos (trabajando con razas especializadas y en estabulación) presentan una fase de ascenso en la producción muy marcada, y a su vez, una fase descenso más acentuada que la encontrada en el presente estudio. Esto está básicamente determinado por valores de c mayores en los estudios de zona templada (entre 0.03 y 0.06) que los obtenidos en presente trabajo (entre 0.006 y 0.009), lo que implica una tasa de declinación más ligera a partir del pico de producción, que ya de por sí es mucho menos pronunciado.

Papajsick y Boderó(1988) comparando veinte diferentes modelos para caracterizar la curva de lactancia en Australia obtuvieron, a partir del modelo de Wood (1967), valores de b y c de 0.24 y 0.005 en ganado Holstein, los cuales son similares a los reportados en el presente trabajo, aunque con un nivel

de producción inicial de aproximadamente el doble del encontrado en este estudio ($a=12.7$).

Los resultados obtenidos en los trópicos, darían indicaciones, de que las curvas de lactancia de los animales sujetos a estos ambientes son mucho más atenuadas. La explicación para esto sería de tipo nutricional. Las vacas bajo condiciones de pastoreo en los trópicos, llegan al parto con una condición corporal inferior a lo sugerido o esperado para aquellas que producen bajo estabulación y en climas templados. Bajo aquellas condiciones las vacas no cuentan con reservas corporales importantes (las cuales deben acumularse durante el período seco de la vaca mediante una adecuada alimentación) que puedan ser movilizadas para la producción de leche durante la primera parte de la lactancia, en donde el balance energético es negativo. Así, las mismas ponen de manifiesto su grado de adaptación, regulando el aumento de producción hasta el pico (parámetros a y b de la curva), pero nunca a niveles tan altos como para comprometer su comportamiento reproductivo.

Por otro lado, al ser la curva de lactancia más aplanada en el caso de los animales criados en condiciones tropicales, convendría buscar el aumento en la producción de leche por lactancia mediante el alargamiento de la misma, ya que el largo de lactancia es una de las características más críticas en los trópicos (Madalena, 1988). Para hacer posible lo anterior habría que verificar si dicha característica cuenta con

suficiente variabilidad genética como para actuar sobre ella mediante selección.

En cuanto al rendimiento en el pico de producción (RP) tanto el efecto de número de parto como el de grupo racial fueron significativos ($p < 0.01$), no siendo así para el tiempo al pico (TP), para el cual ninguno de estos efectos resultó significativo. De todos modos se reportan las medias de mínimos cuadrados según número de parto y por grupo racial para RP y TP (Cuadros 5A y 9, respectivamente). En el Cuadro 9 puede apreciarse la superioridad de las vacas Criollas y de las F1 en RP. Las Criollas aparentemente después del pico de producción (TP), cuando su capacidad de consumo se ve aumentada, sacrifican mayor proporción de la energía del alimento para recuperar peso en relación a los demás grupos raciales y así aseguran su mejor comportamiento reproductivo. Esto lo hacen bajando su nivel de producción después del pico en forma mucho más marcada (Cuadro 8 y Figuras 2 y 3). En estas figuras, en realidad lo que se puede inferir y a la vez sugerir que se investigue más, el hecho de que las vacas criollas gracias a esa caída en la producción más marcada después del pico entren con menos dificultades a su siguiente ciclo reproductivo y además lleguen aparentemente, al siguiente parto con mayores reservas corporales como para presentar un RP más elevado. Esto está en contraposición con el comportamiento de la Jersey, la cual presenta un pico más bajo de producción, pero también una declinación en la producción a partir del mismo menos pronun-

ciada (Figura 2). Por lo anterior, se podría generalizar como han sido los mecanismos de adaptación al trópico de las vacas criollas a lo largo del tiempo. La importancia de la adaptabilidad al medio tropical fue discutida por Vercoe y Frisch (1984). En este sentido, también es evidente en el presente estudio, que la utilización de razas especializadas bajo dichas condiciones puede enfrentarse con dificultades tanto productivas como reproductivas (Cuadro 8 y Figuras 2 y 3).

En lo que se refiere al efecto del número de parto sobre los parámetros que definen la curva de lactancia se observa que el máximo rendimiento en el pico de producción se da en el séptimo parto y el mínimo en el primero (Figuras 4 y 5). Esto es comprensible ya que las vacas llegan a su primer parto con escaso desarrollo corporal, lo que implica que sus reservas son muy pocas como para elevar la producción inicial de leche a expensas de ellas, de hacerlo seguramente comprometerían su posterior comportamiento reproductivo, así como su crecimiento. También se puede observar en las mismas figuras que hay una gran similitud en las curvas de lactancia a partir del tercer parto, lo cual sugiere que para el hato lechero del CATIE, los ajustes por número de parto deben llevarse a una equivalencia de 3 o más partos.

Al analizar las curvas de lactancia según época de parto (época 1= Enero a Abril; época 2= Mayo a Diciembre) se observó que el efecto de la misma fue significativo ($p < 0.05$) para a y

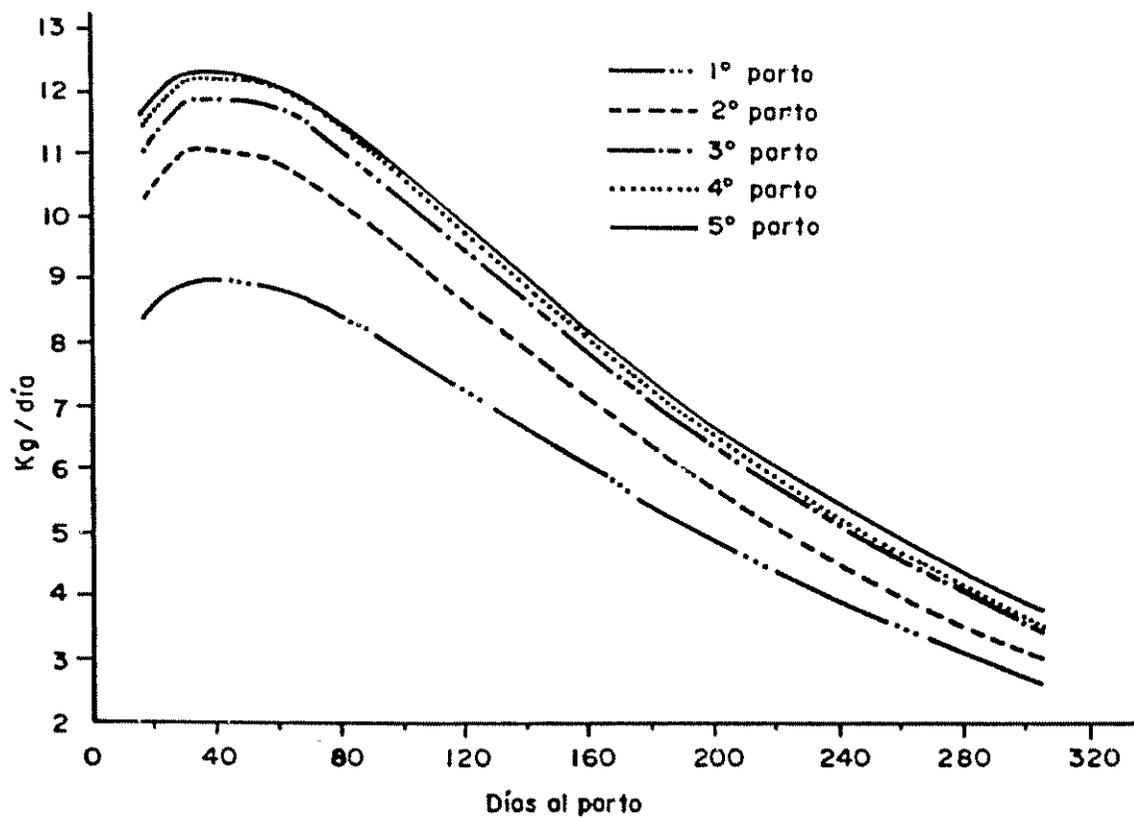


Figura 4 Curvas de lactancia ajustadas según número de parto para las primeras cinco lactancias en el hato lechero del CATIE

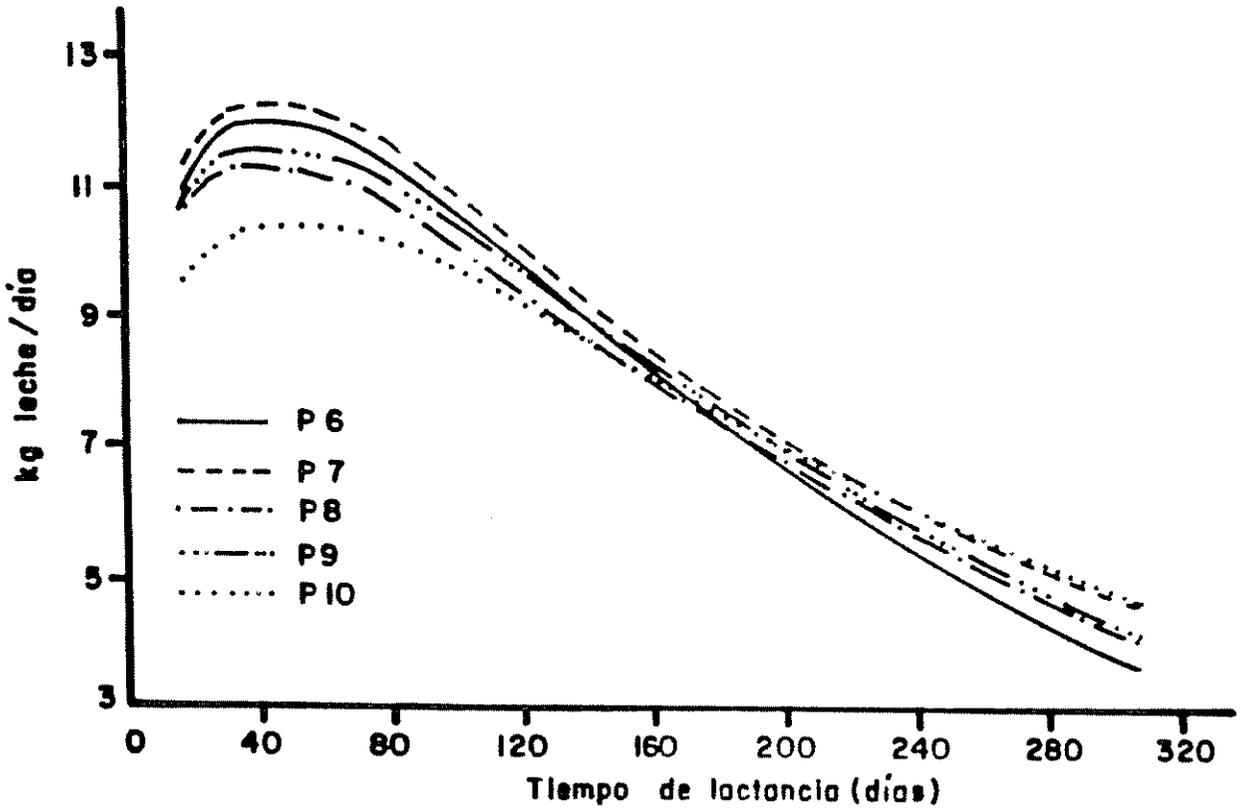


Figura 5 Curvas de lactancia ajustadas según número de parto para las últimas cinco lactancias, en el hato lechero del CATIE

altamente significativo ($p < 0.01$) para b (Cuadro 11). Las medias de mínimos cuadrados para los parámetros de la curva en la época 1 fueron: $5.35 \pm .18$, $0.28 \pm .014$ y $0.0064 \pm .0003$ para a , b y c , respectivamente. Los valores correspondientes para la época 2 fueron: $5.81 \pm .17$, $0.25 \pm .013$ y $0.0065 \pm .0003$, respectivamente. A partir de estos valores se obtuvieron las curvas correspondientes a cada época de parto (Figura 6). En la misma se puede apreciar que la producción es mayor a lo largo de toda la lactancia en las vacas que paren en los primeros cuatro meses del año. Esto puede tener su explicación en que las vacas que paren en dicha época (1) llegan al parto con mejor condición corporal dada la superior calidad que presentan los pastos en los meses de noviembre, diciembre y enero (Rocha, 1978). En ese momento las vacas se encuentran secas por lo que sus requerimientos son bajos, permitiéndoles a las mismas ganar peso hasta el parto. Esto último explicaría por qué la curva de la época 1 presenta un pico más marcado que la de la época 2, la cual prácticamente no presenta pico de producción. Por lo anterior se podría recomendar estacionalizar la producción hacia los primeros meses del año lo que implicaría un aumento en la producción anual del hato con costo marginal muy reducido o prácticamente cero.

Cabe mencionar que la media general del hato para TP en el período en estudio fue de 41.65 ± 2.03 días. Se observó una tendencia que las vacas Criollas llegan al TP 10 días antes que el Jersey, presentando los cruces (F1) valores de TP in-

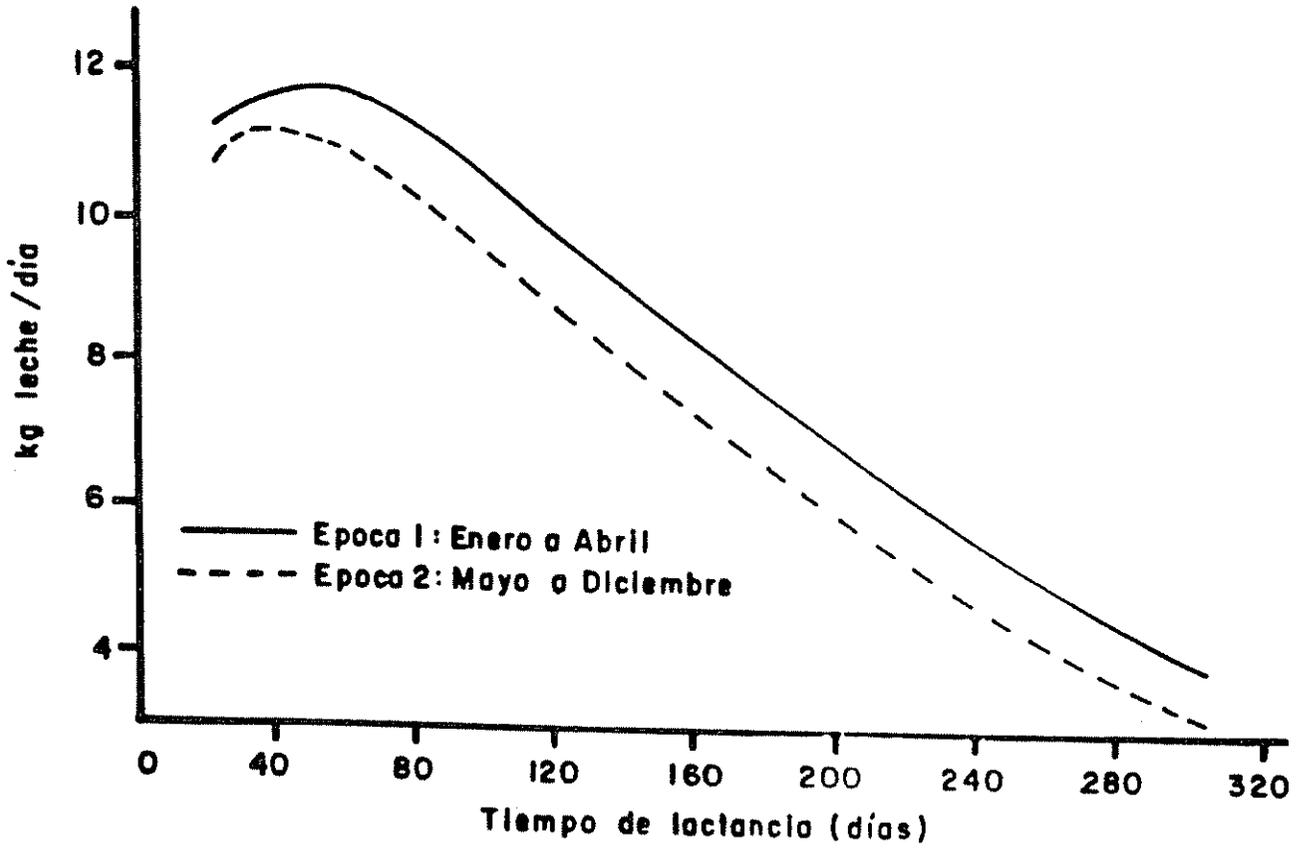


Figura 6 Curvas de lactancia ajustadas según época de parto en el hato lechero del CATIE

termedios entre aquellas dos razas, lo que explica la ausencia de heterosis para esta característica (Cuadro 9).

4.3 Estimación de parámetros genéticos.

A partir de un modelo de medias hermanas paternas (Modelo 2) se estimaron los diferentes parámetros genéticos (r , h^2 y r_g), para cada una de las características en estudio. Los factores genéticos considerados en el presente trabajo incluyen los efectos de grupo racial de la vaca (Criollo, Jersey, F1 recíprocos y retrocruzas), padre dentro del grupo racial y a la vaca anidada dentro de padre y grupo racial. Se presentan los análisis de varianza de mínimos cuadrados obtenidos para cada una de las características estudiadas en los Cuadros 11 y 12. En los mismos, se puede observar que la variabilidad entre padres dentro del grupo racial fue importante para s , PL305, y RP, aún cuando esta significancia es conservadora. La variabilidad debida a vacas dentro de padre y grupo racial fué significativa para todas las características. El efecto de grupo racial fue altamente significativo para todas las características, salvo para TP ($P < .01$), para el cual no fue significativo. Asimismo en estos cuadros se puede apreciar que los efectos no genéticos como año de parto, época de parto y la interacción entre año y época de parto fueron muy importantes para la mayoría de las características. Excepciones a esto fue que el efecto de época de parto fue importante solo para a , b y TP. La covariable de los días desde el parto al primer re-

gistro fue altamente significativa ($p < 0.01$) para todas las variables en estudio salvo para PL305, para la cual no fue significativa.

4.3.1 Índice de constancia.

Los estimadores de r para estas características se presentan en el Cuadro 13. En el mismo, es posible observar la similitud entre las r encontradas en el presente trabajo y aquellos estimados por Wood (1970), quien al analizar 1567 lactancias de 336 vacas Friesian obtuvo valores de r de 0.10, 0.20, 0.23 y 0.18 para a , b , c y s , respectivamente. Rao y Sundaresan (1979) informan valores de r a partir de 2034 lactancias de vacas Sahiwal de 0.25 ± 0.03 , 0.16 ± 0.02 , 0.02 ± 0.02 y 0.13 ± 0.02 para a , b , c y s , respectivamente. La similitud de estos resultados con los reportados en este trabajo radica en que todas son repetibilidades relativamente bajas (menores de 0.30), aunque en el presente estudio el índice de constancia obtenido para c (0.48 ± 0.03) fue más alto, que los estimados por Wood (1970) y por Rao y Sundaresan (1979). Estos valores sugieren que los parámetros de la curva de lactancia se encuentran bajo la influencia de factores ambientales, lo que hace pensar, sobre la necesidad de enfatizar los componentes de manejo en sistemas de producción de leche como fuera señalado en la sección 2.1.

Cuadro 11. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para cada uno de los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c), y producción de leche a 305 días (PL305), en el ható lechero del CATIE.

Fuente de variación	GL	a		b		c		PL305 CM
		CM		CM		CM		
G.RACIAL (R)	5	140.21**	0.380**	0.000471**	14061375.02**			
PADRE:R (P)	89	16.99NS	0.064NS	0.000041NS	1021534.73*			
VACA:RP	338	13.96**	0.052**	0.000033**	704295.90**			
EPOCA (E)	1	45.88*	0.277**	0.000007NS	39777.29NS			
AÑO PARTO (A)	23	71.15**	0.131**	0.000045**	2602947.48**			
A * E	23	14.43NS	0.063**	0.000014**	297666.20**			
DIAI (Cov)	1	140.08**	0.981**	0.000071**	503627.70NS			
Error	976	10.12	0.029	0.000009	140876.52			

NS No significativo

* Significativo (p<0.05)

** Altamente significativo (p<0.01)

Cuadro 12. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para la persistencia (s), Tiempo de ocurrencia al pico de producción (TP) y Rendimiento en el pico (RP).

Fuente de variación	s			
	GL	CM	TP CM	RP CM
G.RACIAL (R)	5	10.93**	3647.42NS	64.25**
PADRE:R (P)	89	0.84*	2450.25NS	29.78*
VACA:RP	338	0.58**	2064.95**	21.95**
EPOCA (E)	1	0.06 ^{NS}	2973.79**	62.47NS
AÑO PARTO (A)	23	2.45**	2141.97**	75.80**
A*E	23	1.28**	995.01**	22.86**
DIAI (Cov)	1	8.32**	9415.29**	295.93**
Error	976	0.46	432.77	10.45

^{NS} No significativo

* Significativo ($p < 0.05$)

** Altamente significativo ($p < 0.01$)

4.3.2 Índice de herencia.

Los estimadores de heredabilidad (h^2) para los parámetros de la curva se presentan en el Cuadro 13, donde se muestra que la varianza genética aditiva para a y b es prácticamente cero, y para s y c relativamente más baja que la de PL305. Esto se evidencia por los valores de h^2 , los cuales fueron de 0.07 ± 0.06 , 0.08 ± 0.06 , 0.12 ± 0.07 y 0.14 ± 0.07 para a , b , c y s , respectivamente. En lo que a h^2 se refiere, los estimadores reportados por Schneeberger (1979), al analizar 50,575 lactancias de vacas Pardo Suizas, son más altos que los obtenidos en el presente estudio. El mismo reporta heredabilidades para a y b de 0.09 ± 0.01 y 0.15 ± 0.01 , respectivamente, mientras que para c y PL305 fueron de 0.20 ± 0.01 y 0.42 ± 0.01 , respectivamente. Por otro lado, los valores de h^2 reportados por Rao y Sundaresan (1979), son similares a los obtenidos en este trabajo. Los estimadores de h^2 por ellos obtenidos fueron 0.16 ± 0.09 y 0.06 ± 0.082 para a y b , mientras que para c y s fueron de 0.09 ± 0.1 , y 0.05 ± 0.07 respectivamente, resultando menores que las reportadas aquí. Shanks *et al.* (1981), trabajando con 32,140 registros de vacas Holstein reportan heredabilidades para a , b , c y s en base al modelo de Wood (1967) linealizado de 0.09 ± 0.01 , 0.12 ± 0.02 , 0.16 ± 0.02 y 0.29 ± 0.03 , respectivamente. Estos resultados son más similares a los valores obtenidos por Schneeberger (1979) y más altos que los obtenidos en el presente estudio. Todo esto confirma la importancia de factores propios del medio ambiente sobre las curvas de lac-

Cuadro 13. Parámetros genéticos para las diferentes variables relacionadas con la curva de lactancia, en el hato lechero del CATIE

CARACT	a	b	c	s	TP	RP	PL305
a	0.07±.06	-1.01±1.1	-0.84±.75	0.18±.52	0.02±.59	-0.76±.60	0.05±.36
b	-0.84	0.08±.06	0.81±.18	-0.81±.24	0.37±.44	0.89±.17	-0.12±.37
c	-0.51	0.72	0.12±.07	-0.29±.34	0.18±.44	0.14±.34	-0.78±.43
s	-0.57	0.53	0.09	0.14±.07	-0.92±.32	-0.78±.24	0.06±.27
TP	-0.50	0.41	0.01	0.31	0.08±.06	1.08±.36	0.32±.34
RP	-0.33	0.68	0.48	0.30	0.24	0.15±.07	0.44±.25
PL305	0.37	-0.31	-0.58	0.10	0.06	0.20	0.25±.08
Rep ²	0.12±.03	0.22±.03	0.48±.03	0.12±.02	0.55±.03	0.29±.03	0.58±.03

¹ Los valores en la diagonal son heredabilidades, encima de la diagonal, correlaciones genéticas, y debajo de la misma, correlaciones fenotípicas.

² Repetibilidad.

tancia en los trópicos. Ferris et al. (1983) reportan h^2 para las constantes que determinan la curva de lactancia. Dichos autores analizaron 5,927 lactancias provenientes de 557 hatos de vacas Holstein y reportan estimadores de h^2 similares a los obtenidos en este trabajo para a y b, y más bajos para c y s. Los mismos son $0.06 \pm .47$, $0.09 \pm .24$, $0.15 \pm .16$, $0.41 \pm .46$, para a, b, c, y s, respectivamente. De lo anterior se puede inferir que las influencias ambientales y genéticas no aditivas en los trópicos sobre los parámetros de la curva de lactancia son muy marcadas.

Las diferencias entre los estimadores de h^2 para las diferentes razas existentes en la literatura podrían explicarse en el proceso evolutivo de cada una de ellas. Las razas especializadas han estado sujetas a procesos de selección artificial durante varias generaciones, y en dicho lapso el criterio ha sido principalmente la mayor producción de leche por lactancia. En el caso de las razas adaptadas al trópico (Criollo, Sahiwal, etc), en cambio, la selección ha sido en gran parte de su historia de tipo natural, mientras que lo correspondiente a selección artificial es realmente reciente, aún cuando el criterio sea el mismo que para las razas especializadas.

El índice de herencia para TP es aproximadamente cero, mientras que para RP es de $0.15 \pm .07$, lo que haría posible el mejoramiento de dicha característica mediante selección. Sin

embargo, resultaría peligroso mejorar el rendimiento en el pico (RP) en forma aislada, por lo que se explicó anteriormente, en el sentido de que quizás este hecho podría afectar el comportamiento reproductivo de los animales en el ciclo siguiente, ya que se incrementaría el balance energético negativo en la primera parte de la lactancia. De cualquier forma, el presente estudio sugiere en base a los parámetros genéticos obtenidos, la factibilidad de implementar estrategias de selección adecuadas y dirigidas a c, s y RP, así como también a PL305, mientras que se deberían implementar sistemas de cruzamiento, si el objetivo es mejorar a y b. De hecho, esto último puede ser verificado con los Cuadros 10 y 13. En el caso de RP, la estrategia de selección debe considerarse que el aspecto reproductivo no sea perjudicado, es decir cuantificar la correlación genética entre RP y los componentes reproductivos subsecuentes (p.e Intervalo parto concepción).

4.3.3 Correlaciones genéticas.

Las correlaciones genéticas (r_g) estimadas en este trabajo son presentadas en el Cuadro 13. Del mismo se deben destacar las r_g obtenidas entre b y c y entre b y s, las cuales fueron 0.81 ± 0.18 , -0.79 ± 0.24 , las r_g entre a y b y entre a y c, las mismas fueron -1.02 ± 1.16 , -0.88 ± 0.77 , y la de c con PL305 que fue -0.78 ± 0.43 . Las otras correlaciones estimadas son consideradas cercanas a cero, ya que además de que el estimador es pequeño, los errores estandar son similares o mayores

que el mismo parámetro. La magnitud del error estándar de las correlaciones genéticas en este estudio probablemente se deba al número reducido de observaciones, necesario para una estimación precisa de dicho parámetro genético (Kempthorne y Nordskog, 1959).

En este estudio, la correlación genética entre a y RP es alta y negativa ($-.76 \pm .60$), mientras que la de b con RP es alta y positiva ($0.88 \pm .17$). En el caso de la r_g entre $PL305$ y RP la misma fue de $0.44 \pm .25$, lo que sugiere que es posible esperar respuestas correlacionadas, en cualquiera de ellas, mediante selección.

En la literatura se encuentran valores de Correlación genética (r_g), entre los parámetros de la curva de lactancia, pero en la mayoría de los casos se ha trabajado bajo condiciones diferentes a las del presente estudio (Schneeberger, 1979; Shanks et al., 1981; Ferris et al., 1983). Las r_g reportadas por Schneeberger (1979) son altas y negativas entre a y b o entre a y c , las cuales fueron $-0.79 \pm .06$ y $-0.67 \pm .05$; pero alta y positiva entre b y c , la misma fue $0.95 \pm .00$. Hasta aquí, los resultados obtenidos en este estudio coinciden con lo reportado por Schneeberger (1979), con la salvedad de que sus estimadores de r_g son mucho más precisos, lo que queda evidenciado en la magnitud de los errores estándar de los mismos. En el presente estudio la falta de precisión de los estimadores de r_g puede ser consecuencia del número de observa-

ciones involucradas, las cuales son 45 veces inferiores a las utilizadas por dicho autor. En lo que no coinciden ambos trabajos es en la correlación genética entre c y PL305, ya que el estimador reportado por Schneeberger (1979) es de $0,03 \pm 0,03$, o sea equivalente a 0, mientras que el valor obtenido aquí para los mismos parámetros fue alta y negativa (-0.8 ± 0.43). Shanks et al. (1981) solo presentan valores de r_g entre los parámetros de la curva entre sí, las cuales fueron aproximadas a cero entre a y b , muy bajas y positivas entre a y c (0.15 ± 0.10), y de 0.65 ± 0.07 entre b y c .

Por otro lado, los valores obtenidos por Ferris et al. (1983) para las r_g entre los parámetros de la curva, son similares en magnitud a los obtenidos en el presente estudio, ya que dichos autores obtuvieron una r_g de 0.91 ± 0.04 entre a y b , de -0.61 ± 0.12 entre a y c , de 0.73 ± 0.08 entre b y c y de 0.7 ± 0.13 entre RP y b . Lo obtenido por Ferris et al. (1983) no coincide con el presente estudio en la r_g entre b y s , ya que ellos estimaron una r_g de 0.25 ± 0.25 entre estos parámetros, mientras que los valores correspondientes en el presente estudio fueron de -0.79 ± 0.24 . Además dichos autores indican que la r_g entre c y PL305, no es diferente de cero, mientras que la obtenida en el presente trabajo fue alta y negativa (-0.78 ± 0.43).

Con base en los resultados obtenidos del presente trabajo parece ser posible lograr avances genéticos correlaciona-

dos en PL305 seleccionando hacia la disminución de c en la curva de lactancia, lo que a su vez elevaría RP (aunque esto último no sería muy ventajoso bajo las condiciones de manejo del trópico por lo que se explicó anteriormente). Una solución a esta limitante podría ser la utilización de un índice de selección restringido orientado a mejorar PL305 mediante la disminución de c , pero manteniendo el rendimiento en el pico (RP) (Kempthorne y Nordskog, 1959). En otras palabras, la mejora en PL305 se puede hacer, bajo condiciones tropicales, como las de Turrialba, mediante selección (diminución de c), buscando curvas más aplanadas, y a partir de sistemas de cruzamiento, en la búsqueda de curvas de lactancia más altas y aplanadas actuando simultáneamente sobre a , b y c (Cuadro 10 y Figuras 2 y 3).

4.4 Estudio de la utilización de registros parciales como posible criterio de selección.

En este punto se analizó la posibilidad de utilizar como criterio de selección temprana, las producciones acumuladas en diferentes períodos desde el parto (20, 50, 80, y 110 días). Para ello se estimaron los valores de r y de h^2 para las siguientes producciones parciales: A1 para los primeros 20 días de producción acumulada, A2 para los primeros 50 días de producción acumulada, A3 para los primeros 80 días de producción acumulada y A4 para los primeros 110 días de producción acumulada. Asimismo se estimaron las r_g entre cada una de ellas con la producción de leche a 305 días (PL305). En el

Cuadro 14 se presentan los análisis de varianza de mínimos cuadrados para cada una de las variables en estudio. El efecto de grupo racial (GR) fue altamente significativo ($P < .01$) para todas las variables en estudio (A1, A2, A3 y A4). En forma similar la variabilidad entre vacas dentro de Padre y Grupo Racial (V:PGR) resultó ser significativo ($P < .01$) para cada una de las producciones acumuladas, mientras que el efecto de Padre dentro del grupo racial de la vaca sólo fue significativo ($p < 0.01$) para A3, A4 y PL305.

Los valores de repetibilidad estimados a partir de los componentes de varianza fueron: $0.19 \pm .02$, $0.34 \pm .03$, $0.42 \pm .03$, $0.46 \pm .03$ y $0.56 \pm .03$ para A1, A2, A3, A4 y PL305, respectivamente. Por otro lado, los estimadores de h^2 para A1, A2, A3, A4 y PL305 fueron de 0.03 ± 0.04 , 0.03 ± 0.04 , $0.09 \pm .05$, $0.10 \pm .05$ y $.25 \pm .06$, respectivamente (Cuadro 15). Sólo las h^2 de A3, A4 y PL305 fueron significativamente diferentes de cero. Si se comparan las heredabilidades de a y b (reguladores de la producción inicial y de la tasa de ascenso al pico de producción en la curva de lactancia, respectivamente) con las de A1 y A2, se observa que en ambos casos estas son cercanas a cero (Cuadros 13 y 15). Esto parece lógico, ya que tanto a y b, como A1 y A2 representan la primera parte de la lactancia, la cual aparentemente es altamente afectada por factores ambientales en condiciones tropicales. Por otro lado, A3 y A4 pueden ser relacionados con el parámetro c (regulador de la tasa de declinación en la producción), observándose la similitud en

Cuadro 14. Análisis de varianza de mínimos cuadrados para cada uno de los diferentes períodos acumulados de producción de leche (A1, A2, A3 y A4), en el hato lechero del CATIE.

Fuente de variación	A1		A2		A3		A4	
	GL	CM	GL	CM	GL	CM	GL	CM
G.RACIAL (R)	5	37398.9**		198724.7**		484472.2**		932712.9**
PADRE:R (P)	94	4355.3NS		21680.7NS		55323.1NS		97797.7NS
VAGA:RP	368	3775.1**		18901.8**		43620.1**		75938.5**
EPOCA (E)	1	9492.1*		95411.4**		143268.6**		95599.8*
AÑO PARTO (A)	23	14104.4**		104479.9**		278523.5**		504352.8**
A* E	23	5145.6**		27076.0**		61485.1**		87098.5**
DIAl (Cov)	1	137631.6**		127487.5**		10468.3NS		17552.7NS
Error	1292	2047.5		6739.9		12411.4		19440.3

NS No significativo

* Significativo (p<0.05)

** Altamente significativo (p<0.01)

Cuadro 15. Parámetros genéticos de cada uno de los diferentes periodos acumulados de producción de leche (A1, A2, A3 y A4) y para producción de leche a 305 días (PL305), en el hato lechero del CATIE.

CARACT.	A1	A2	A3	A4	PL305
A1	0.03±.045 ¹	0.051±.28	0.19±.62	0.10±.63	0.51±.38
A2	0.87	0.03±.04	1.05±.24	0.99±.26	1.16±.64
A3	0.78	0.96	0.09±.05	1.00±.01	0.95±.11
A4	0.72	0.91	0.98	0.10±.05	0.96±.08
PL305	0.45	0.62	0.71	0.77	0.25±.08
Rep ²	0.20±.03	0.34±.03	0.42±.03	0.46±.03	0.56±.03

¹ Los valores en la diagonal son heredabilidades (h^2), por encima de la diagonal, correlaciones genéticas (r_g), y por debajo de la misma, correlaciones fenotípicas.

² Estimadores de repetibilidad.

los valores de h^2 (Figura 7). Aunque las h^2 de A3 y A4 son diferentes de cero, su magnitud no es muy grande, lo que sugiere que el adelanto genético que se podría lograr en estas características mediante selección sería muy limitado. Resultados diferentes a los obtenidos en el presente estudio han sido reportados por otros autores. Entre ellos se puede mencionar a Madden *et al.* (1955), quienes reportan h^2 más altas tanto para los registros parciales, como para la producción de leche a 305 días (PL305). Cabe aclarar que los citados autores trabajaron con 999 registros procedentes a 253 vacas Holstein, estimando la h^2 para cada uno de los períodos acumulados mediante regresión madre-hija. La diferencia en el procedimiento utilizado para la estimación de la h^2 , así como también, el diferente tipo biológico y de manejo de los animales, puede explicar las diferencias entre sus estimadores y los del presente trabajo. Por otro lado, Wilmink (1987) al trabajar con 24,692 vacas Holstein desde 1981 a 1984 en 663 hatos, a partir lactancias no menores a 270 días, estimó la h^2 de diferentes períodos acumulados de producción (M1-60, M1-120, M1-180, M1-240 y M1-305) las cuales fueron de 0.22, 0.28, 0.30, 0.30 y 0.31, respectivamente. Si comparamos las h^2 de M1-60 y A2, M1-120 y A4 y la de M1-305 con la de PL305, se observa que en todos los casos la magnitud de los estimadores obtenidos por Wilmink (1987) son mayores que los obtenidos en este estudio.

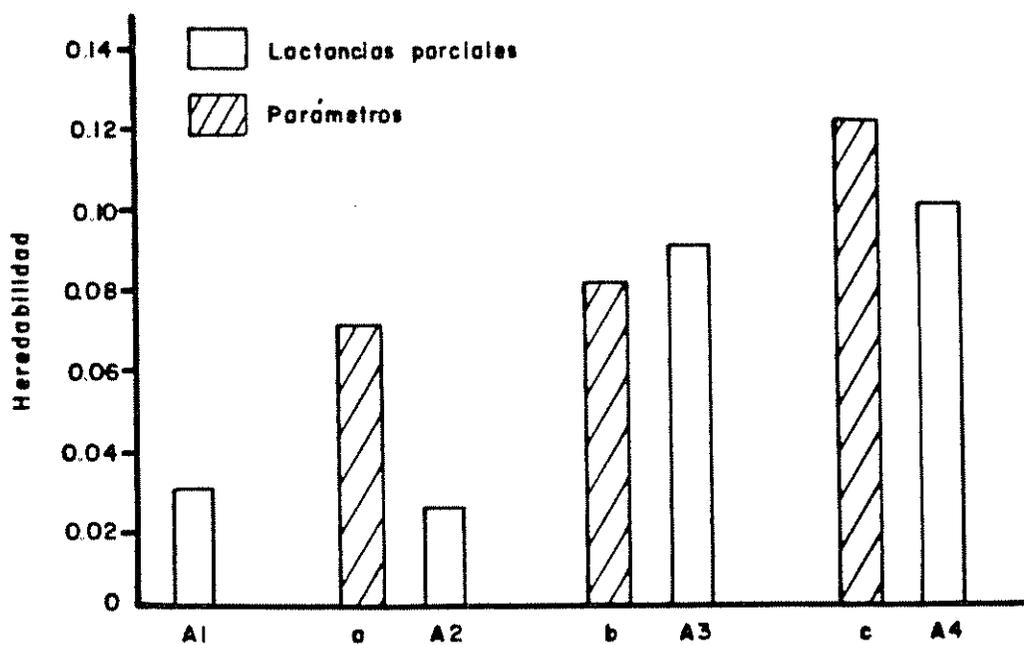


Figura 7. Comparación de heredabilidades entre los parámetros de la curva de lactancia (a, b y c) y los diferentes registros parciales (A_1 , A_2 , A_3 y A_4)

En cuanto a las r_g entre A1, A2, A3, A4 y PL305 se observó que son moderadamente altas (Cuadro 15). En particular las r_g de A3 con PL305 y la de A4 con PL305 resultaron ser cercanas a uno (0.95 ± 0.11 y 0.96 ± 0.08 , respectivamente). En este sentido, los resultados coinciden con los de Madden *et al.* (1955) quienes obtuvieron r_g entre los diferentes periodos acumulados y la producción de leche (PL305) cercanas a 1.00. Asimismo Robertson y Rendel (1954) reportaron que la r_g entre el acumulado de producción a 70 días de lactancia con la producción de leche a 305 días por ellos obtenida fue de 0.76 ± 0.14 y que la misma no difiere significativamente de la unidad, lo que también guarda una semejanza con los resultados aquí encontrados. En lo referente a r_g , Wilmink (1988) reporta que las mismas entre los diferentes periodos acumulados y la PL305, son muy altas y positivas, siendo los valores de 0.77 ± 0.08 , 0.89 ± 0.05 , 0.95 ± 0.03 , 0.98 ± 0.01 para las r_g entre PL305 y M1-60, M1-120, M1-180 y M1-240, respectivamente. Estos resultados son similares a los obtenidos en el presente trabajo. A partir de estos resultados, y tomando en cuenta los índices de herencia obtenidos para A3 y A4 se sugiere que es factible mejorar la PL305 genéticamente incluyendo la información de un mayor número de hijas en las pruebas de progenie de sementales para mejorar la PL305. Esto constituiría una ventaja importante en las estrategias de selección en el trópico, más específicamente en las pruebas de sementales, ya que aumentaría la eficiencia de selección y por ende el adelanto genético. También sería posible clasificar vacas según su HPP (Habilidad

Probable de Producción) con base en la información obtenida en la lactancia temprana (80 ó 110 días posparto), y definir en esa instancia si las vacas serán productoras, madres de vacas o élites madres de futuros sementales. Sin embargo, debe aclararse que dada la baja heredabilidad de A3 y A4, la respuesta correlacionada en producción de leche por lactancia va a ser menor a la que se obtendría mediante selección directa para PL305 (Cuadro 16).

Esto puede explicarse bajo el concepto de eficiencia relativa de la selección indirecta (Formula 2 de Materiales y metodos). En la misma se relaciona el adelanto genético obtenido en una característica determinada mediante selección indirecta (RC_y) según Formula 1, con el adelanto genético logrado en la misma característica mediante selección directa (R_y). Si en la fórmula (2) se considera que las intensidades de selección estandarizadas (i_x e i_y) son las mismas tanto para A3 o A4 como para PL305, entonces la relación CR_y / R_y será igual a $r_g h_x / h_y$, y como en este caso $h_x = h_{A3} = (h_x^2)^{1/2} = 0.29$ o $h_x = h_{A4} = 0.31$ y $h_y = h_{PL305} = 0.5$, la eficiencia de la respuesta correlacionada en PL305 al seleccionar para A3 y A4 será del 55.3% y del 59.5% de la obtenida al seleccionar en forma directa para PL305 (Cuadro 16). De igual forma, dado que el intervalo entre generaciones será más reducido en el caso de la respuesta correlacionada, entonces al ponderar ambas respuestas a la selección (RC_y y R_y) por la inversa de sus respectivos intervalos entre generaciones, determinará un

Cuadro 16. Estimación de la eficiencia relativa de la selección indirecta (%) en PL305 a partir de la selección directa sobre A3 o A4, bajo diferentes intensidades de selección (i).

CARACT.	h_x	r_{ix}	$i=1, P=32\%$	$i=1.3, P=20\%$	$i=1.5, P=14\%$
A3	0.29	0.95	55.3	71.6	82.6
A4	0.31	0.96	59.5	76.5	89.3

$$RC_{PL305} = h_x \cdot h_{PL305} \cdot r_{ix} \cdot DS_{PL305} \cdot i_x$$

$$h^2_{PL305} = 0.25 \quad h_{PL305} = 0.5$$

$$DS_{PL305} = 526.38$$

P = Proporción de individuos seleccionados.

aumento en la eficiencia (CR_y / R_y) a la luz del adelanto genético correlacionado anual. La otra alternativa es la utilización de un diferencial de selección mayor en A3 o en A4 para compensar la falta de respuesta correlacionada, esto se haría con la finalidad de seleccionar madres de futuros sementales, ya que la población selecta, dada la mayor presión de selección, seguramente será muy reducida. Siguiendo el razonamiento a partir de la fórmula de eficiencia (2), para obtener una respuesta correlacionada similar a la obtenida por selección directa para PL305, habría que partir de la siguiente igualdad $CR_y / R_y = 1$. La intensidad de selección estandarizada en x (i_x), para que esto se cumpla, sería $i_x = h_y i_y / h_x r_g$ y como se parte de que $i_y = 1$, implica que $i_x = h_y / h_x r_g$. De esta manera las intensidades de selección para A3 y A4 tendrían que ser de 1.81 y 1.72, respectivamente, para poder obtener la misma respuesta correlacionada en PL305, que la obtenida sobre la misma característica cuando es seleccionada en forma directa con una intensidad de selección estandarizada de 1. En el Cuadro 16 se presentan situaciones no tan extremas como la anterior y más factibles de implementar en condiciones de finca.

Resumiendo, es factible implementar estrategias de selección basadas en la información de la lactancia temprana, para mejorar la producción de leche a 305 días. Se podría aumentar la eficiencia de índices de selección que se basan en información de individuos emparentados, ya que los mismos son muy

sensibles al aumento del número de registros utilizados (Hazel y Lush, 1942). Además, esto permitiría lograr un mayor adelanto genético anual, ya que en las pruebas de sementales basados en la información de la lactancia temprana se podría incluir un mayor número de hijas y de esta manera reducir el intervalo entre generaciones, que es una de las limitantes principales de las pruebas de progenie.

5. CONCLUSIONES

A partir del análisis de los resultados obtenidos al caracterizar las curvas de lactancia y al estudiar la posibilidad de utilizar registros parciales como criterio para mejorar la producción de leche por lactancia, en ganado Criollo lechero, Jersey y sus cruces bajo condiciones de Trópico húmedo, se concluye lo siguiente:

1. El modelo propuesto por Wood (1967) fue adecuado para la caracterización de las curvas de lactancia de los diferentes genotipos lecheros considerados en este estudio, siendo el método de no lineal más apropiado que el lineal logarítmico para la estimación de los parámetros que determinan a dichas curvas.
2. Hay suficientes indicaciones para afirmar que los componentes ambientales y genéticos no aditivos son los que más afectan a la forma de la curva de lactancia bajo condiciones tropicales, sobre todo en su parte inicial (a y b).
3. Dada la ausencia de variabilidad genética aditiva en los primeros 45 días de lactancia (a y b), se hace imprescindible considerar alternativas de manejo nutricional para mejorar esta parte de la lactancia, como es el caso del período seco de la vaca.

4. El mejoramiento genético de la producción de leche por lactancia puede hacerse mediante selección actuando sobre el parámetro c y mediante sistemas de cruzamiento actuando principalmente sobre a y b .

5. Es posible lograr adelantos genéticos en la producción de leche por lactancia mediante la utilización de un criterio de selección que involucre registros parciales con no menos de 80 días.

6. La posible inclusión de un mayor número de hijas con lactancias incompletas (80 y 110 días) en las pruebas de progenie aumentaría la eficiencia de selección y reduciría considerablemente el intervalo entre generaciones, resultando así, en una mejora en el adelanto genético anual de la producción de leche a 305 días.

7. Es factible pensar en establecer políticas de selección en la búsqueda de un aumento en PL305 y a la vez obtener curvas de lactancia más altas, persistentes y con un pico de producción no tan pronunciado, las cuales representan menores costos energéticos de alimentación en el periodo crítico de la lactancia (primeros 45 días), lo que significa una mayor sostenibilidad de la producción.

8. En general, se hace evidente que este trabajo contribuye hacia una mejor definición de las estrategias de manejo (análisis de la curva de lactancia) y de las estrategias de mejoramiento (curvas de lactancia y registros parciales), a seguir durante la distribución de un recurso genético como el Criollo Lechero Centroamericano.

6. LITERATURA REVISADA

- ABUBAKAR, B. Y.; BUVANENDRAN, V. 1980. Lactation curves of Friesian-Bunaji crosses in Nigeria. *Livestock Production Science* (Holanda) 8:11-19.
- ALBA, J. DE. 1985. El Criollo lechero en Turrialba. *Centro Agronómico Tropical de investigación y enseñanza. Boletín técnico* N° 15. 59 p.
- ALBA, J. DE.; KENNEDY, B. W. 1985. Milk production in the Latin-America milking criollo and its crosses with Jersey. *Animal Production* (G.B) 41(2):143-149.
- ANGULO, R. 1980. Fertilización con nitrógeno y potasio de la asociación yuca y maíz en un inceptisol de Turrialba. Tesis Mag. Sc., Turrialba, Costa Rica, Programa Universidad de Costa Rica/CATIE. 159 p.
- BECKER, W. A. 1984. *Manual of quantitative genetics*. 4 ed. Washington, D.C., Academic Enterprise Pullman. 190 p.
- BROSTER, W. H.; BROSTER, V. J.; SMITH, T. 1969. Effect on milk production of level feeding stages of the lactation. 8 Experiments on the nutrition of the dairy heifer. *Journal of agricultural Science* (G.B) 72:229-245.
- COBBY, J. M.; LE DU, Y. L. P. 1978. On fitting curves to lactation data. *Animal Production* (G.B) 26:127-133.
- CONGLETON, W.R.; EVERETT, R.W. 1979. Application of the incomplete gamma function to predict cumulative milk production. *Journal of Dairy Science* (EE.UU) 63:109-119.
- FERRIS, T. A.; MAO, I. L.; ANDERSON, C. R. 1983. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* (EE.UU) 68:1438-1448.
- GAINES, W. L. 1927. *Persistency of lactation in dairy cows*. Illinois Agricultural Experimental Station, Bull No. 288.

- HARESING, W.; COLE, D. J. A. 1981. Recent Developments in Ruminant Nutrition. Butterworths,(G.B). 363 p.
- HARVEY, W. R. 1970. Estimation of variance and covariance components in the mixed models. Biometrics 26(3):485-504.
- HARVEY, W. R. 1987. User's guide for LSMLMW pc-1 Version. Mixed model least-squares and maximum likelihood computer program. 59 p.
- HOHENBOKEN, W. D. 1985 Phenotypic, Genetic and enviromental correlations. In General and quantitative genetics. Ed. by A.B. Chapman. Amsterdam, Netherlands, Elsevier Science Publishers B.V. p.121-134 (World Animal Science, A4).
- KELLOGG, D. W.; SCOTT URQUHART, N.; ORTEGA, A. J. 1976. Estimating Holstein lactation curves with a gamma curve. Journal of Dairy Science (EE.UU) 60:1308-1315.
- KEMPTHORNE, O.; NORDSKOG, A.W. 1959. Restricted selection indices. Biometrics (EE.UU) 15(1):10-19.
- LERNER, I. M.; CRUDEN, D. M. 1948 The heredability of accumulative monthly and annual egg production. Poultry Science (EE.UU) 27:67.
- McDOWELL, R. E. 1972. Improvement of Livestock Production in Warm Climates. San Francisco W. H. Freeman and Co., EE.UU.
- MADDEN, D. E.; LUSH, J. L.; Mc CILLARD, L. D. 1955. Relations between parts of lactation and Producing Ability of Holstein cows. Journal of Dairy Science (EE.UU) 38:1264.
- MADALENA, F. E.; MARTINEZ, M. L.; FREITAS, A. F. 1979. Lactation curves ef Holstein-Friesian and Holstein-Friesian x Gyr Cows. Animal Production (G.B) 29:101-107.
- MAGOFKE S, J. C. 1964. Estimación del mejoramiento genético en producción de leche, grasa,y largo de lactancia en el ganado Criollo Lechero de Turrialba. Tesis Mag. Sc., Turrialba, Costa Rica, Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas. 110 p.

- MARQUARDT, D. W. 1970. Generalized inverses, ridge regression, biased linear estimation, and nonlinear estimation. *Technometrics* 12(3):591-612.
- MARTINEZ G, J. C. 1986. Mortalidad de hembras, desde el nacimiento a primer parto en bovinos de diferentes genotipos lecheros, bajo condiciones de Turrialba, Costa Rica. Tesis Mag. Sci., Turrialba, C.R, UCR/CATIE. 132 p.
- MATEUS V, G. 1982 Consideraciones sobre la situación sanitaria de los bovinos productores de leche en las áreas contempladas en el Convenio CATIE-BID en Centroamérica. Informe de Actividades 1982 CATIE-BID. Turrialba (C.R.). 20 p.
- MINDER, C. E.; McMILLAN, I. 1977. Estimation of linear compartmental model parameters using marginal likelihood. *Biometrics* (EE.UU) 33:333-341.
- NELDER, J. A. 1966. Inverse polynomials, a useful group of multi-factor response functions. *Biometrics* (EE.UU) 22:128-141.
- O'CONNOR, L. K.; LIPTON, S. 1960. The effects of various sampling intervals on the estimation of lactation milk yield and composition. *Journal of Dairy Research* (G.B) 27:389-393.
- PAPAJCSIK, I. A.; BODERO, J. 1988. Modelling lactation curves of Friesian cows in a subtropical climate. *Animal Production* (G.B) 47:201-207.
- RAO, M. K.; SUNDARESAN, D. 1979. Influence of environment and heredity on the shape of lactation curves in Sahiwal cows. *Journal of agricultural Science* (G.B) 92:393-401.
- ROBERTSON, A.; RENDEL, J. M.; 1954. The performance of Heifers Got by artificial insemination. *Journal of agricultural Science* (G.B) 44:184.
- ROCHA GONCORA, W. 1978. Evaluación del componente alimenticio y de la evaluación económica del modulo lechero del CATIE. Tesis Mag. Sc. Turrialba, C.R., UCR/CATIE. 99p.

- ROWLANDS, G. J.; LUCEY, S.; RUSSELL, A. M. 1982. A comparison of different models of the lactation curve in dairy cattle. *Animal Production (G.B)* 35:135-144.
- SALGADO F, D. J.; 1988. Indices de selección y evaluación de su efectividad para características relacionadas con la producción de leche en el trópico. Tesis Mag. Sci. Turrialba, C.R. CATIE. 124 p.
- SEARLE, S. R.; 1960. Genetics and fenotypic studies of monthly milk fat yield. 2 Part Lactation. *Journal of Dairy Science (EE.UU)* 44:283-295.
- SCHAEFFER, L.; MINDER, C.; MC MILLAN, I.; BURNSIDE, E. 1977. Nonlinear techniques for predicting 305 day lactation production of Holsteins and Jerseys. *Journal of Dairy Science (EE.UU)* 60(10):1636-1644.
- SCHNEEBERGER, M. 1979. Inheritance of lactation curve in Swiss Brown cattle. *Journal of Dairy Science (EE.UU)* 64:475-483.
- SEQUEIRA, R. 1986. Evaluación genética de producción láctea y reproducción en ganado Suizo y sus cruces bajo condiciones de trópico seco en Nicaragua. Tesis Mg. Sc. Turrialba, C.R. CATIE. 126 p
- SHANKS, R. D.; BERGER, P. J.; FREEMAN, A. E.; DICKINSON, F. 1981. Genetics Aspects of Lactation Curves. *Journal of Dairy Science (EE.UU)* 68:1852-1860.
- SÖLKNER, J.; FUCHS, W. 1987. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yield. *Livestock Production Science (Holanda)*, 16:305-319.
- TEWOLDE, A. 1987. Identificación y selección de hembras utilizando registros en fincas. In Seminario Internacional sobre la producción de leche en el trópico. memorias. San Jose, C.R, MAG-UNA-CATIE-GTZ.

- TEWOLDE, A.; SALGADO, D.; CAMPOS, M.; MUJICA, F. 1988. El papel de los recursos genéticos Criollos en sistemas de producción bovina del trópico In Conferencia Internacional sobre Sistemas y Estrategias de Mejoramiento Bovino en el Trópico. (1988, Guatemala). memorias, Turrialba, CATIE 22 p.
- TURNER, H.N.; YOUNG, S.S. 1969. Quantitative genetics in sheep breeding. New York, EE.UU., Cornell University Press. 332 p.
- VEGA O, P.C. 1963. Estudio preliminar de la curva de lactancia en ganado criollo. *Agronomía Tropical* 8(2):63-81.
- VERCOE, J.E; FRISCH, M. 1984. Animal Breeding for improved productivity In Nutritional Limits to Animal Production from Pastures. Ed.by J.B. Hacker. Proceedings of an International Symposium held at Sta Lucia, Queensland (Australia). Agosto 24-28. 1981 p. 327-342.
- VUJICIC, I; BACIC, B. 1961. New equation of the lactation curve. *Novi Sad. Ann. Sci. Agric.* N°5.
- WILCOX, C. J.; McCLOTHLEN, M. E.; DeLORENZO, M. A.; Cross breeding for milk production in dual purpose systems. In Conferencia Internacional sobre Sistemas y Estrategias de Mejoramiento Bovino en el Trópico. (1988, Guatemala). memorias, Turrialba, CATIE 12 p.
- WILMINK, J.B. 1987. Efficiency of Selection for different cumulative milk, fat and protein yields in first lactation. *Livestock Production Science.* (Holanda) 17:211-224.
- WOOD, P.D.P. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature (G.B).* 216:164-165.
- , 1969. Factors affecting the shape of the lactation curve in cattle. *Animal Production (G.B.)* 11(3):307-316.
- , 1970. A note on the repeatability of parameters of the lactation curve in cattle. *Animal Production (G.B.)* 12:535-538.

-----, 1970. The relationship between the month of calving and milk production. Animal Production (G.B.) 12:535-538.

-----, 1976. Algebraic models of the lactation curve for milk, fat, and protein production, with estimates of seasonal variation. Animal Production (G.B.) 22:35-40.

7 . APENDICE

Cuadro 1A. Número de lactancias disponibles por grupo racial al inicio del estudio.

Grupo Racial	No. Lactancias	No. vacas
CRIOLLO (CL)	1261	370
JERSEY (J)	616	165
CL * J	317	48
J * CL	302	69
CL * F1	113	43
J * F1	138	23
TOTAL	2747	718

Cuadro 2A. Análisis de varianzas sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles de los parámetros de la curva de lactancia a, b y c.

FUENTE DE VARIACION				
	GL	a CM	b CM	c CM
Grupo Racial (GR)	5	77.15**	0.410**	0.00052**
N° de Parto (NP)	9	37.67**	0.064 ^{NS}	0.00035 ^{NS}
Año Parto (AP)	23	37.09 ^{NS}	0.169**	0.00006**
Epoca (EP)	1	8.35 ^{NS}	0.087 ^{NS}	0.00002 ^{NS}
AP * EP	23	10.45 ^{NS}	0.048 ^{NS}	0.00003*
NP * EP	9	7.93 ^{NS}	0.061 ^{NS}	0.00003 ^{NS}
GR * EP	5	7.94 ^{NS}	0.016 ^{NS}	0.00001 ^{NS}
NP * AP	192	7.77 ^{NS}	0.035 ^{NS}	0.00002 ^{NS}
NP * GR	43	10.43 ^{NS}	0.038 ^{NS}	0.00002 ^{NS}
GR * AP	95	8.52 ^{NS}	0.031 ^{NS}	0.00002 ^{NS}
Error	1214	7.92	0.041	0.00002

^{NS} No significativo

* Significativo (p<0.05)

** Altamente significativo (p<0.01)

Cuadro 3A. Análisis de varianza sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles para persistencia (s), Rendimiento en el pico (RP) y Tiempo al pico (TP), generados a partir de los parámetros de la curva de lactancia.

FUENTE DE VARIACION				
	GL	s	RP	TP
		CM	CM	CM
Grupo Racial (GR)	5	1.88**	69.59**	2494.34*
N° de Parto (NP)	9	0.72 ^{NS}	410.81**	1250.32 ^{NS}
Año Parto (AP)	23	3.99**	93.60**	5393.35**
Epoca (EP)	1	12.30**	15.57 ^{NS}	1909.32 ^{NS}
AP * EP	23	0.72**	13.18 ^{NS}	2493.06**
NP * EP	9	0.37 ^{NS}	11.40 ^{NS}	869.92 ^{NS}
GR * EP	5	0.35 ^{NS}	20.73 ^{NS}	1775.71*
NP * AP	192	0.44 ^{NS}	12.96*	1121.55**
NP * GR	43	0.61**	12.02 ^{NS}	745.34 ^{NS}
GR * AP	95	0.55 ^{NS}	8.96 ^{NS}	741.82 ^{NS}
Error	1214	0.41	10.19	725.65

^{NS} No significativo

* Significativo (p<0.05)

** Altamente significativo (p<0.01)

Cuadro 5A. Medias de mínimos cuadrados por número de parto para TP y RP, y factores de ajuste para RP por número de parto.

NP	TP \pm EE	RP \pm EE	F
1	36.54 \pm 6.61	9.50 \pm 0.90	1.49
2	37.74 \pm 5.37	11.82 \pm 0.72	1.19
3	39.72 \pm 4.26	12.68 \pm 0.55	1.11
4	39.47 \pm 3.33	13.36 \pm 0.41	1.06
5	38.06 \pm 2.80	13.35 \pm 0.32	1.06
6	44.88 \pm 2.85	14.18 \pm 0.33	1.00
7	42.30 \pm 3.49	14.01 \pm 0.44	1.01
8	41.90 \pm 4.41	13.24 \pm 0.57	1.07
9	43.13 \pm 5.72	13.48 \pm 0.47	1.05
10	52.76 \pm 7.70	12.26 \pm 1.01	1.15

Cuadro 4A. Medias de mínimos cuadrados por número de parto para a, b y c, y factores de ajuste para a por número de parto.

NP	a ± EE	F	b ± EE	c ± EE
1	4.30 ± .83	1.49	.276 ± .053	.0067 ± .0009
2	5.11 ± .66	1.25	.289 ± .043	.0071 ± .0008
3	5.55 ± .50	1.15	.283 ± .033	.0069 ± .0006
4	5.81 ± .37	1.10	.278 ± .024	.0069 ± .0005
5	6.42 ± .28	1.00	.250 ± .019	.0065 ± .0004
6	5.42 ± .29	1.18	.291 ± .020	.0068 ± .0004
7	5.88 ± .39	1.09	.270 ± .026	.0064 ± .0005
8	6.18 ± .53	1.04	.229 ± .034	.0058 ± .0006
9	5.96 ± .71	1.07	.247 ± .046	.0059 ± .0008
10	5.16 ± .98	1.24	.244 ± .063	.0050 ± .0011

Cuadro 6A. Medias de mínimos cuadrados con sus respectivos errores estándar para la Persistencia (s), según número de parto dentro de cada grupo racial.

Parto	Criollo(C)	Jersey(J)	C x J	J x C	Retrocruzas
1	6.46±.05	6.60±.08	6.64±.22	7.28±.26	6.63±.13
2	6.38±.06	6.67±.09	6.72±.20	6.73±.17	6.60±.15
3	6.34±.07	6.47±.11	6.97±.19	6.52±.19	6.72±.17
4	6.41±.07	6.53±.11	6.71±.18	6.60±.18	6.25±.22
5	6.33±.08	6.38±.12	6.67±.18	6.36±.19	6.59±.26
6	6.45±.09	6.77±.14	6.98±.17	6.61±.22	6.21±.27
7	6.45±.09	6.47±.16	6.99±.19	6.12±.22	6.34±.29
8	6.33±.11	6.24±.18	6.68±.19	6.17±.27	6.40±.28
9	6.49±.13	6.71±.22	6.39±.20	6.45±.29	6.19±.29
10	6.51±.10	6.71±.08	6.60±.17	6.64±.30	5.92±.30

Cuadro 7A. Análisis de varianza sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles para la producción acumulada a los 20 (A1) y a los 50 días (A2) desde el parto.

FUENTE DE VARIACION	A1		A2
	GL	CM	CM
Grupo Racial (GR)	5	33582.87**	205838.41**
N° de Parto (NP)	9	116978.06**	699947.52**
Año Parto (AP)	23	18061.26**	373645.22**
Epoca (EP)	1	2972.46 ^{NS}	71864.30**
AP * EP	23	2861.90 ^{NS}	13902.53**
NP * EP	9	893.52 ^{NS}	5036.93 ^{NS}
GR * EP	5	2902.58 ^{NS}	7455.49 ^{NS}
NP * AP	192	2288.40*	8063.88*
NP * GR	43	2701.95**	14153.27**
GR * AP	95	2407.34*	8063.88 ^{NS}
Error	1214	1883.33	6906.89

^{NS} No significativo

* Significativo ($p < 0.05$)

** Altamente significativo ($p < 0.01$)

Cuadro 8A. Análisis de varianza sintetizados para evaluar las distintas interacciones posibles para la producción acumulada a los 80 (A3) y a los 110 días (A4) desde el parto.

FUENTE DE VARIACION	A3		A4
	GL	CM	CM
Grupo Racial (GR)	5	543578.25**	1092969.54**
N° de Parto (NP)	9	1749944.29**	3091012.88**
Año Parto (AP)	23	373645.22**	664969.98**
Epoca (EP)	1	6651.34 ^{NS}	2947.08**
AP * EP	23	26595.69**	38744.40*
NP * EP	9	11765.28 ^{NS}	25491.29 ^{NS}
GR * EP	5	22544.81 ^{NS}	30466.16 ^{NS}
NP * AP	192	23789.66**	40111.81**
NP * GR	43	34709.32**	63155.88**
GR * AP	95	18043.62*	29514.98 ^{NS}
Error	1214	14157.58	23663.79

^{NS} No significativo

* Significativo ($p < 0.05$)

** Altamente significativo ($p < 0.01$)