



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA CHAPINGO
DEPARTAMENTO DE ENSEÑANZA,
INVESTIGACIÓN Y SERVICIO EN
ZOOTECNIA

POSGRADO EN PRODUCCIÓN ANIMAL

**COMPARACIÓN DE CURVAS DE LACTANCIA
PARA BOVINOS SUIZO AMERICANO EN MÉXICO,
PRODUCIENDO EN DIFERENTES CONDICIONES
AMBIENTALES**

TESIS

**Que como requisito parcial
para obtener el grado de:**

MAESTRO EN CIENCIAS EN INNOVACIÓN GANADERA

Presenta:

SANTIAGO DE JESÚS VELÁZQUEZ MONTENEGRO

Bajo la supervisión de: J. GUADALUPE GARCÍA MUÑOZ, Ph.D.



DIRECCIÓN GENERAL ACADÉMICA
DIRECCIÓN DE SERVICIOS ESCOLARES
DIRECCIÓN DE SERVICIOS PROFESIONALES



Chapingo, Estado de México, junio de 2017

COMPARACIÓN DE CURVAS DE LACTANCIA PARA BOVINOS SUIZO
AMERICANO EN MÉXICO, PRODUCIENDO EN DIFERENTES CONDICIONES
AMBIENTALES

Tesis realizada por **SANTIAGO DE JESÚS VELÁZQUEZ MONTENEGRO** bajo
la supervisión del Comité Asesor indicado, aprobada por el mismo y aceptada
como requisito parcial para obtener el grado de:

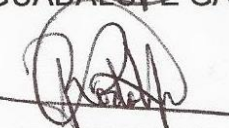
MAESTRO EN CIENCIAS EN INNOVACIÓN GANADERA

DIRECTOR:



Ph. D. J. GUADALUPE GARCÍA MUÑIZ

ASESOR:



Ph. D. RODOLFO RAMÍREZ VALVERDE

ASESOR:



Ph. D. RAFAEL NÚÑEZ DOMÍNGUEZ

ASESOR:



Ph. D. AGUSTÍN RUÍZ FLORES

CONTENIDO

Lista de cuadros.....	v
Lista de figuras.....	vi
Lista de apéndices	vii
Dedicatorias	x
Agradecimientos	xi
Datos biográficos	xii
1 Introducción general	1
2 Revisión de literatura	3
2.1 Ecuaciones para ajustar curvas de lactancia.....	3
2.1.1 Modelo de lactancia total.....	3
2.1.2 Modelo del día de prueba.....	5
2.2 Factores que influyen en la producción de leche.....	8
2.2.1 Regímenes alimenticios	8
2.2.2 Clima.....	9
2.2.3 Manejo del ordeño.....	10
2.2.4 Época de parto	11
2.3 Conclusiones generales.....	12
2.4 Literatura citada	12
3 Comparación de curvas de lactancia para bovinos Suizo Americano en México, produciendo en diferentes condiciones ambientales	18
3.1 Resumen	18
3.2 Abstract.....	19

3.3	Introducción	20
3.4	Materiales y métodos.....	22
3.4.1	Información utilizada en el análisis.....	22
3.4.2	Modelación de curvas de lactancia individuales.....	23
3.4.3	Selección del modelo de mejor ajuste	27
3.4.4	Indicadores para describir los sistemas de producción y las curvas de lactancia.....	27
3.5	Resultados y discusión	30
3.5.1	Efectos ambientales en la estimación de parámetros de las curvas de lactancia.....	30
3.5.2.	Ajuste de curvas de lactancia por combinaciones de efectos ambientales	35
3.6	Conclusiones	50
3.7	Literatura citada	51
3.8	Apéndices	54

LISTA DE CUADROS

Cuadro 1. Límites biológicos de exclusión de la base de datos de la Asociación Mexicana de Criadores de Ganado Suizo de Registro, para incluir en el análisis.	22
Cuadro 2. Número de registros de la base de datos para todas las lactancias y primera lactancia de bovinos Suizo Americano.	23
Cuadro 3. Nivel de significancia (probabilidad) para los efectos fijos incluidos en los modelos para producción de leche (PLT_{270}), producción al pico de lactancia ($PL_{Máx}$), días al pico de lactancia ($DEL_{Máx}$) y persistencia (PER).	31
Cuadro 4. Medias de cuadrados mínimos ($\pm$ error estándar) para las subclases de los efectos fijos incluidos en los modelos de análisis de producción de leche a 270 días de lactancia (PLT_{270}), producción al pico de lactancia ($PL_{Máx}$), días al pico de lactancia ($DEL_{Máx}$) y persistencia (PER) en vacas de primer parto de bovinos Suizo Americano.	32

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Visualización gráfica de los polinomios de Legendre con diferente grado.....	25
Figura 2. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y estación de parto de bovinos Suizo Americano.	33
Figura 3. Ajuste de curvas de primera lactancia para el régimen mixto de producción por tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.	36
Figura 4. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen alimenticio en pastoreo por tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.....	38
Figura 5. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.	39
Figura 6. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen mixto de producción por número de ordeños de bovinos Suizo Americano.....	41
Figura 7. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen en pastoreo por número de ordeños de bovinos Suizo Americano.....	43
Figura 8. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y número de ordeños de bovinos Suizo Americano.....	44
Figura 9. Representación de las curvas de lactancia de mejor ajuste para el régimen estabulado por época de parto de bovinos Suizo Americano.	46
Figura 10. Representación de las curvas de lactancia de mejor ajuste para el régimen mixto por época de parto de bovinos Suizo Americano.	48
Figura 11. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen en pastoreo por época de parto de bovinos Suizo Americano.	50

LISTA DE APÉNDICES

Apéndice 1. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre, para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto en combinación con el tipo de ordeño.	54
Apéndice 2. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo una combinación de polinomios de Legendre fijo y aleatorio de grado 6 y 4 respectivamente, para el régimen mixto de producción por tipo de ordeño.	55
Apéndice 3. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por tipo de ordeño.	56
Apéndice 4. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 5 para el régimen en pastoreo por tipo de ordeño.	57
Apéndice 5. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto por número de ordeños.	58
Apéndice 6. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo una combinación de polinomios de	

Legendre fijo y aleatorio de grado 5 y 4 respectivamente, para el régimen alimenticio mixto por número de ordeños.	59
Apéndice 7. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por número de ordeños.....	60
Apéndice 8. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 5 para el régimen en pastoreo por número de ordeños.....	61
Apéndice 9. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de modelos de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio estabulado por época de parto.....	62
Apéndice 10. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 4 para el régimen estabulado por época de parto.....	63
Apéndice 11. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto por época de parto.....	64
Apéndice 12. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios	

del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 6 para el régimen mixto por época de parto.	65
Apéndice 13. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por época de parto.	66
Apéndice 14. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 4 para el régimen en pastoreo por época de parto.	67

DEDICATORIAS

A Dios, por tantas bendiciones que me ha dado a lo largo de mi vida.

A mis papás Jesús y Elizabeth, por su apoyo infinito y la formación que me dieron en casa. Por ser mi modelo a seguir.

A mis hermanos Martín y Mayte, por ser mis grandes compañeros de alegrías, travesuras y estar en cada momento que los he necesitado.

A mis abuelos Arturo y Juan, por sus grandes consejos y experiencias, por ser un ejemplo de trabajo constante y perseverancia.

A mis abuelas Magdalena q.e.p.d. y Teresa q.e.p.d., por el amor que profesaron a su familia y su entrega desmedida.

A mis primos y tíos, por la unión y apoyo que siempre me han brindado.

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología por el apoyo que me brindó para poder finalizar mis estudios de maestría.

A la Universidad Autónoma Chapingo y al Posgrado en Producción Animal, por darme la oportunidad de hacer mis estudios de maestría.

A los doctores García Muñíz, Ramírez Valverde, Núñez Domínguez y Ruiz Flores por el completo apoyo, paciencia y enseñanzas, que me brindaron durante mis estudios y elaboración de mi tesis.

A todos los profesores del Posgrado en Producción Animal, por su noble labor en mi formación profesional y personal.

A los administrativos del Posgrado en Producción Animal, por el apoyo brindado durante mis estudios de maestría y en la realización de mi investigación.

A todos mis compañeros y amigos del Posgrado en Producción Animal, que por respeto a cada uno de ellos y para no olvidar a ninguno, les extiendo mi agradecimiento en general por los gratos momentos que pasamos tanto en trabajo como en convivencia.

DATOS BIOGRÁFICOS



Datos personales

Nombre: Santiago de Jesús Velázquez Montenegro

Fecha de nacimiento: 05 de febrero de 1989

Lugar de nacimiento: Toluca de Lerdo, Estado de México

No. cartilla militar: C-9602658

CURP: VEMS890205HMCLNN05

Profesión: Ingeniero Agrónomo Especialista en Zootecnia

Cédula profesional: 09281087

Desarrollo académico

Maestría: Maestría en Ciencias en Innovación Ganadera, Posgrado en Producción Animal, Departamento de Enseñanza, Investigación y Servicio en Zootecnia, Universidad Autónoma Chapingo

Licenciatura: Ingeniero Agrónomo Especialista en Zootecnia, Departamento de Enseñanza, Investigación y Servicio en Zootecnia, Universidad Autónoma Chapingo

Bachillerato: Preparatoria Agrícola, Universidad Autónoma Chapingo

1 INTRODUCCIÓN GENERAL

La selección de ganado lechero se basa principalmente en la producción total de leche (Grossman, Kuck & Norton, 1986). La caracterización de la forma de la curva de lactancia representa una oportunidad y un reto, porque la selección de reemplazos se puede enfocar en mantener la producción después del pico de lactancia y aumentar el beneficio económico (Macciotta, Vicario, Di Mauro & Cappio-Borlino, 2004).

Cuando se tienen las condiciones para pesar diariamente la leche, un modelo empírico de lactancia debe ser capaz de separar los componentes continuos de las perturbaciones ambientales temporales y predecir la producción de leche (Macciotta, Vicario & Cappio-Borlino, 2005). La producción de leche y su composición pueden variar con el largo de la lactación o días en leche, estación del año, clima, edad de la vaca, estado fisiológico, duración del periodo seco, nutrición y salud del animal, entre otros (Pollott, 2000; Scott, Yandell, Zepeda, Shaver & Smith, 1996; Stanton, Jones, Everett & Kachman, 1992).

En México, los sistemas de producción de leche con vacas Suizo Americano, se encuentran distribuidos en todo el país. Estos sistemas tienen regímenes alimenticios (pastoreo, estabulado y mixto), sistemas de ordeño (manual o mecánico) y número de ordeños (uno o dos por día) diferentes. Estos factores influyen en la producción de leche de cada vaca y resulta difícil determinar su potencial genético cuando las evaluaciones genéticas incorporan información de varios hatos y sistemas de producción.

El Consejo Nacional de los Recursos Genéticos Pecuarios (CONARGEN, 2010) recomienda utilizar en las evaluaciones genéticas el cálculo de producción de leche de cada lactancia por el método de pruebas a Intervalos, presentado por Sargent, Lytton y Wall (1968). Este modelo tiene uso limitado porque no ajusta las curvas de lactancia por efectos ambientales, ni predice los valores genéticos a lo largo de la lactancia (Swalve, 2000).

En el Capítulo 2 de esta tesis se presenta una revisión de literatura con las principales ecuaciones y metodologías usadas para ajustar la curva de la lactancia de bovinos lecheros, así como la descripción de los factores más importantes que influyen en la producción de leche. El Capítulo 3 contiene un estudio donde se ajustaron las curvas de lactancia de bovinos Suizo Americano, mediante modelos de regresión aleatoria y polinomios de Legendre, para describir la variabilidad de las curvas de lactancia en diferentes condiciones de alimentación y manejo, así como para mejorar la precisión en la predicción de los valores genéticos para producción de leche.

2 REVISIÓN DE LITERATURA

2.1 Ecuaciones para ajustar curvas de lactancia

Varios modelos se han utilizado para describir las curvas de lactancia (García-Muñiz et al., 2008; Macciotta et al., 2005; Prakash, Gupta, Gupta & Gandhi, 2016). La utilidad de cualquier modelo de curva de lactancia, depende de lo bien que pueda imitar el proceso biológico de la producción de leche (Prakash et al., 2016). Algunas de las metodologías o modelos que más se han usado para estimar curvas de lactancia son: el método del día central, el método de pruebas a intervalos, el modelo del día de prueba, la función gamma incompleta, regresión múltiple, regresión cuadrática logarítmica y los polinomios de Legendre (Ali & Schaeffer, 1987; Macciotta, Miglior, Dimauro, & Schaeffer, 2010; Prakash et al., 2016; Sargent et al., 1968; Swalve, 2000).

2.1.1 Modelo de lactancia total

Método del día central

Este es uno de los primeros métodos para estimar la producción total de una lactancia y fue publicado por Kendrick (1940) en un manual del USDA. Para calcular la producción total de leche se debe medir la producción de un día completo una vez al mes, siempre el mismo día. El día de medición se vuelve el día central. El primer mes de muestreo empieza el día en que la leche se vuelve normal (tres días después del parto) y termina 15 días después del día de muestreo. En los siguientes meses, el día de muestreo queda en medio del mes de prueba, que comienza 15 días atrás incluyendo el día de muestreo y termina 15 días después. El último mes de muestreo comienza 15 días antes del último muestreo hasta la fecha de secado. Las producciones de cada día se multiplican por los días del mes de muestreo y al final se suman las producciones de leche mensuales para obtener la producción total de leche. Esquemáticamente, este método de muestreo de la producción de leche durante la lactancia se resume en la siguiente expresión:

$$M_Y = M_0I_0 + M_1I_1 + M_2I_2 + \cdots + I_{n-1}M_{n-1} + I_nM_n$$

donde $M_0, M_1, M_2, \dots, M_n$, son los pesos en kilogramos, con un decimal, de la producción de leche en las 24 horas del día de muestreo. M_Y es la producción total de leche por lactancia.

$I_0, I_1, I_2, \dots, I_{n-1}$, son los intervalos en días, 15 antes y 15 después de la fecha de muestreo; I_0 es el intervalo en días desde tres días después del parto hasta 15 días después de la fecha de muestreo; e I_n es el intervalo entre 15 días antes del último muestreo hasta la fecha de secado.

Método de pruebas a intervalos

Fue un método para predecir la producción de leche por lactancia por el DHIA (Asociación para Mejoramiento del Hato Lechero, por sus siglas en inglés) y fue desarrollado en la Universidad Estatal de Carolina del Norte por Sargent, Lytton y Wall (1968). El método de pruebas a intervalos usa el tiempo entre una medición y la medición siguiente como el periodo de prueba. Los registros de producción de leche de la primera mitad de un periodo de medición se basan en la medición de leche al inicio del periodo y para la segunda mitad del periodo la producción de leche se basa en la producción de leche medida al término del periodo. Esquemáticamente, este método de muestreo de la producción de leche durante la lactancia se resume en la siguiente expresión:

$$M_Y = I_0 M_1 + I_1 * \frac{(M_1 + M_2)}{2} + I_2 * \frac{(M_2 + M_3)}{2} + \dots + I_{n-1} * \frac{(M_{n-1} + M_n)}{2} + I_n M_n$$

donde $M_0, M_1, M_2, \dots, M_n$, son los pesos en kilogramos, con un decimal, de la producción de leche en las 24 horas del día de muestreo. M_Y es la producción total de leche por lactancia.

$I_0, I_1, I_2, \dots, I_n$, son los intervalos, en días, entre las fechas de muestreo; I_0 es el intervalo en días, entre la fecha de inicio del periodo de lactación y la fecha de muestreo y el final del periodo de lactación.

2.1.2 Modelo del día de prueba

En los modelos de día de prueba, los registros de cada día de muestreo se usan para determinar la producción de leche (Swalve, 2000). Los modelos de día de prueba son más flexibles y se pueden manipular con diferentes esquemas de registro; pueden reducir el intervalo generacional a través de evaluaciones genéticas con los últimos registros; pueden predecir la producción total de leche de manera más exacta por el ajuste en tiempo real de los efectos ambientales, además ayudan a estimar parámetros específicos como producción al pico de lactancia, días en leche al pico de lactancia y persistencia (Shaath, 2014; Swalve, 2000).

Los modelos del día de prueba pueden dividirse en paramétricos y modelos de regresión (Prakash et al., 2016). Los modelos paramétricos dividen las curvas de lactancia en fases determinadas por cada parámetro, el parámetro al inicio de la producción de leche (fase de incremento), el parámetro del pico de lactancia (punto más alto de la producción) y la tasa de reducción de leche (fase de caída de la producción) (Shaath, 2014). Varios autores han comentado sobre una mejor convergencia de modelos de regresión o no paramétricos porque se ajustan a un mayor número de formas (Macciotta, Miglior, Dimauro & Schaeffer 2010; Prakash et al., 2016).

La diferencia entre modelos de regresión fijos y los aleatorios, es que al valor genético de un individuo se le permite diferir en el curso de la lactancia en modelos aleatorios. Las regresiones aleatorias están relacionadas con el enfoque de las funciones de covarianza para los datos longitudinales (Swalve, 2000).

Función gamma incompleta (Wood)

Es un modelo no lineal propuesto por Wood en 1967, utilizado principalmente en vacas lecheras, aunque también se ha utilizado para modelar curvas de lactancia para cabras y yeguas. Esta función es una de las más utilizadas para describir la producción de leche a través de la lactancia (Centoducati, Maggiolino, De Palo & Tateo, 2012; García-Muñiz et al., 2008; Shaath, 2014). La ecuación de Wood está definida por:

$$Y_t = a t^b e^{-c t}$$

La función de Wood se puede ajustar a los parámetros asociados con la producción inicial de leche (a), la tasa de incremento antes del pico de lactancia (b) y la tasa de decremento después del pico (c), en el t -ésimo día después del parto (Centoducati et al., 2012; Shaat, 2014). Comparado con otros modelos de regresión aleatoria, la función de Wood produce parámetros explícitos (como el tiempo de producción máxima y persistencia) aplicables a selección y manejo de animales (Shaat, 2014).

Modelo de regresión múltiple

Este modelo fue propuesto por Ali y Schaeffer (1987), porque en su momento los parámetros de las curvas de lactancia se estimaban con técnicas de regresión simple que ignoraban las covarianzas entre las producciones del día de prueba. Sin embargo, los autores demostraron que las covarianzas entre los días de prueba no resultaban en predicciones más precisas para la producción de leche. Comparando los modelos de regresión múltiple de Ali y Schaeffer (1987), la función gama incompleta de Wood y el modelo polinomial cuadrático inverso de Nelder de 1966, el modelo de regresión de Ali y Schaeffer tuvo mejores predicciones en la producción de leche (Ali & Schaeffer, 1987). Este modelo se describe por la siguiente ecuación:

$$Y_t = a + b \frac{t}{305} + c \left(\frac{t}{305} \right)^2 + d \left(\ln \frac{305}{t} \right) + e \left(\ln \frac{305}{t} \right)^2$$

donde Y_t es la producción promedio de leche en el día t de lactancia; a , b , c , d y e son parámetros a estimar o coeficientes de regresión; a está asociado al pico de lactancia, d y e están asociados con la pendiente creciente de la curva; b y c están asociados con la pendiente decreciente (Ali & Schaeffer, 1987).

En un estudio realizado por Fernández, Tonhati, Albuquerque, Aspilcueta-Borquis y Menendez-Buxadera (2011), para modelar la producción de leche en ganado Holstein, compararon los modelos de la función gamma incompleta, de

regresión múltiple y la función cuadrática logarítmica; estos autores encontraron que el modelo más apropiado, con mayor coeficiente de determinación y menor error estándar de estimación, media absoluta del error y suma de cuadrados residuales fue el modelo de regresión múltiple de Ali y Schaeffer (1987).

Regresión cuadrática logarítmica

El modelo es simplemente la aplicación de una regresión múltiple, con términos lineal, cuadrático y la adición de un término logarítmico, lo que se puede representar como:

$$Y_t = a + bt + ct^2 + d\ln(t)$$

donde Y_t = producción promedio de leche en el día t de lactancia;

a, b, c, d = parámetros a estimar o coeficientes de regresión;

t = día de lactancia.

Polinomios de Legendre

Prakash et al. (2016) mencionan que la disponibilidad de registros y las evaluaciones genéticas basadas en el día de prueba han desplazado a los modelos paramétricos por modelos más flexibles y con funciones lineales. Los polinomios ortogonales de Legendre son regresiones ortogonales que han mostrado mejor convergencia que los modelos paramétricos y tienen una gran capacidad de ajustarse a una amplia variedad de formas en las curvas de lactancia.

La ecuación de los polinomios de Legendre (Bustacara Medina, 2010) está dada por la ecuación:

$$P_n(x) = \frac{1}{2^n n!} \left(\frac{d}{dx} \right)^n (x^2 - 1)^n$$

donde P_n es el n -ésimo grado del polinomio, x es la unidad estandarizada de tiempo (rango de -1 a 1) que se calcula con la siguiente expresión:

$$x = -1 + 2 \left(\frac{t_i - t_{min}}{t_{max} - t_{min}} \right)$$

donde t_i es el i -ésimo día de lactancia, t_{min} es el primer día de prueba y t_{max} es el último día de prueba (Prakash et al., 2016).

El modelo de mejor ajuste se puede identificar utilizando los valores del criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información Bayesiano (BIC) o por la raíz del cuadrado medio del error (RMSE) (Macciotta et al., 2005; Prakash et al., 2016).

Prakash et al. (2016) mencionan que los polinomios de Legendre muestran mejores convergencias que los modelos paramétricos y tienen una marcada capacidad de ajustarse a un gran número de formas. Macciotta et al. (2005) menciona que este modelo es más flexible y puede tener varias curvaturas, además, es más sensible a las variaciones aleatorias locales en la producción de leche. Macciotta et al. (2010) agregan que modelos de regresión aleatoria como los polinomios de Legendre, y el modelo de Ali y Schaeffer son modelos no paramétricos que reducen el amplio rango de formas de curvas de lactancia a pocas formas básicas, que pueden seguir las fluctuaciones aleatorias.

2.2 Factores que influyen en la producción de leche

2.2.1 Regímenes alimenticios

Stone, Jones, Becker y Bewley (2017) encontraron una correlación entre producción de leche, con el consumo de alimento y tiempo de rumia; lo que implica que independientemente del efecto del clima, las vacas en un régimen estabulado pueden producir más leche por la disponibilidad de alimento y el tiempo que dedican a la rumia.

White, Benson, Washburn y Green (2002) compararon el comportamiento productivo de vacas en confinamiento contra vacas en pastoreo. Las vacas en pastoreo produjeron 11.1% menos leche que las vacas estabuladas.

Veerkamp, Simm y Oldham (1994) estudiaron la interacción de dos líneas de vacas Holstein-Friesian (seleccionada y control) con dos tipos de alimentación en pastoreo (dietas alta y baja en concentrado). Las vacas con dietas altas en grano produjeron 700 litros más de leche que las vacas que recibieron dietas bajas en grano. Así mismo, la línea seleccionada produjo 600 litros más de leche que la línea control. No se encontró interacción entre el tipo de alimentación y el genotipo. Por otro lado, Horan et al. (2005) compararon el comportamiento de tres tipos de bovinos Holstein-Friesian en pastoreo (americano de alta producción, americano de alta durabilidad y neozelandés) en tres tipos de alimentación (alto contenido de pasto, alto contenido de concentrado y alta carga animal). Los autores encontraron una interacción directa entre línea de ganado y régimen alimenticio para producción de leche, grasa y proteína. La producción se incrementó con el concentrado y las vacas americanas de alta producción tuvieron un mayor efecto en el incremento de la producción.

En aspectos de salud y reproductivos, Washburn, White, Green y Benson (2002), encontraron que vacas estabuladas presentaron 1.8 veces más mastitis subclínica que vacas en pastoreo. Además, el porcentaje de vacas con intervalos entre partos cercanos a los 12 meses fue menor en regímenes estabulados que en pastoreo, tanto para vacas Holstein (41 vs 51%) como Jersey (71 vs 72%). Por otro lado, Goldberg et al. (1992), no encontraron diferencias en conteo de células somáticas y cuenta bacteriana en leche producida por vacas estabuladas, y pastoreo rotacional o continuo, lo que implica que la calidad sanitaria de la leche depende en mayor medida de las buenas prácticas en el ordeño que del sistema de alimentación.

2.2.2 Clima

Las condiciones climáticas influyen en el comportamiento productivo de los animales, bienestar animal y rentabilidad de los establos lecheros (Nasr & El-Tarabany, 2017). El índice de temperatura y humedad (THI, por sus siglas en inglés) es un indicador representativo de los impactos colectivos de temperatura

y humedad del aire relacionados con el estrés calórico. Kendall y Webster (2009), y Ravagnolo et al. (2000) describen el THI con la siguiente ecuación.

$$THI = (1.8 * T + 32) - ((0.55 - 0.0055 * HR) * (1.8 * T - 26))$$

donde T es la temperatura en grados Celsius y HR es el porcentaje de humedad relativa.

Santana et al. (2015) encontraron en vaquillas Gyr, que el THI influye negativamente en la producción de leche entre 60 y 120 días en leche, cuando las hembras se encuentran en su pico de producción (-0.099 kg/d por unidad de THI).

El estrés calórico afecta negativamente los porcentajes de grasa y proteína en leche; produce un incremento en el conteo de células somáticas, de la hormona del crecimiento y prolactina; y reduce el contenido de potasio en la leche (Nasr & El-Tarabany, 2017; Staples & Thatcher, 2016). Resultados similares encontraron Smith, Smith, Rude y Ward (2013), quienes compararon el efecto de estrés calórico en vacas Holstein y Jersey. La producción de leche y los porcentajes de grasa y proteína disminuyen cuando hay estrés calórico, mientras que el conteo de células somáticas aumenta. Las vacas Jersey toleran mejor el calor que las Holstein, aunque éstas últimas produjeron volúmenes de leche mayores.

2.2.3 Manejo del ordeño

Bruckmaier y Blum (1996) no encontraron diferencias en producción de leche de vacas ordeñadas mecánicamente con y sin estímulo manual de la ubre antes del ordeño. Por otro lado, Mayer, Schams, Worstorff y Prokopp (1984), compararon el estímulo manual de un minuto (T1), ningún estímulo antes de colocar la unidad de ordeño (T2), y ningún estímulo más la aplicación de 0.5 UI de oxitocina intravenosa (T3); encontrando que en T1 y T3 la producción de leche, flujo de leche y velocidad de ordeña fueron más altos que en T2.

Salama et al. (2003) compararon la producción de leche, producción de sólidos totales, porcentaje de sólidos y conteo de células somáticas en cabras ordeñadas

una y dos veces por día. Las cabras ordeñadas una vez al día produjeron leche con contenido de sólidos mayor que cabras ordeñadas dos veces al día (sólidos totales, 13.6 vs 12.9; grasa 5.10 vs 4.62; y caseína, 2.57 vs 2.35); en el porcentaje de proteína no se encontraron diferencias (3.28 vs 3.20). La producción de leche total corregida a 4% de grasa fue 18% menor en cabras con una ordeña diaria.

En una recopilación realizada por Erdman y Varner (1995) donde evaluaron el efecto del número de ordeños en producción de leche, grasa y proteína, puede apreciarse que a medida que aumenta el número de ordeños, la producción de leche, grasa y proteína se incrementan. Sin embargo, los porcentajes de grasa y proteína en leche se reducen al aumentar la frecuencia de ordeño.

Un estudio realizado por Caroprese et al. (2007), en donde compararon la producción y composición de leche de yeguas Murgeses con ordeña manual y mecánica, arrojó que con ordeña mecánica la producción aumentó 57% (7.69 vs 4.91 kg) y la grasa 0.57% (1.63 vs 1.06%). Sin embargo, Gorewit, Svennersten, Butler y Uvnäs-Moberg (1992), en vacas Sueco Rojo, encontraron que los niveles de oxitocina, prolactina y cortisol fueron más altos con ordeña manual que con ordeña mecánica.

2.2.4 Época de parto

White et al. (2002) compararon la producción de leche de vacas en pastoreo y vacas estabuladas. En este estudio se hicieron ajustes de efectos fijos por genotipo de las vacas (Jersey, Holstein), época de parto (primavera, otoño) y año de parto. Los autores reportaron que las vacas Jersey produjeron 23.3% menos leche que las Holstein, pero no hubo diferencias significativas por época de parto y varias interacciones.

Ray, Halbach y Armstrong (1992) midieron el impacto de la época de parto en la producción de leche y reproducción de vacas en Arizona. Estos autores encontraron que la producción de leche fue menor para vacas paridas en verano y otoño. Además, las vacas paridas en primavera y verano tuvieron intervalos entre partos y número de servicios por concepción más altos. En el estudio se

concluyó que el estrés calórico deprime la producción de leche y fertilidad de las vacas.

En otro estudio, Dillon, Crosse, Stakelum y Flynn (1995), encontraron que las vacas que parieron antes de la primavera (fecha promedio de parto 23 de enero) produjeron 7.8% más leche ($P < 0.05$) que las vacas que parieron cerca de la primavera (fecha promedio de parto 15 de marzo). Los autores no encontraron diferencias significativas en la producción de grasa y proteína por vaca entre las dos épocas de parto.

2.3 Conclusiones generales

A medida que avanza la capacidad de análisis de datos, se han desarrollado modelos para estimar la producción total de leche por lactancia que también describan la forma de la curva y la persistencia de la lactancia. La modelación de curvas de lactancia por el método de día de prueba remueve efectos ambientales para cada día de muestreo y predice las curvas de lactancia para hatos que tienen diferentes intervalos entre pesadas de leche. Los modelos ortogonales con polinomios de Legendre son flexibles y se adaptan a varias formas de curvas de lactancia.

La producción de leche se ve afectada por régimen alimenticio de las vacas, clima, frecuencia de ordeños, época de parto, número de lactancias, raza, y manejo dentro del establo (confort, buenas prácticas de ordeño, calidad y frecuencia de alimentación), entre otros factores. En la descripción de las curvas de lactancia, utilizar un modelo que considere estos efectos ambientales, permitirá estimar con más precisión el potencial genético de las vacas para producción de leche.

2.4 Literatura citada

- Ali, T. E., & Schaeffer, L. R. (1987). Accounting for Covariances Among Test Day Milk Yields in Dairy Cows. *Canadian Journal of Animal Science*, 67(3), 637–644. <https://doi.org/10.4141/cjas87-067>
- Bruckmaier, R. M., & Blum, J. W. (1996). Simultaneous recording of oxytocin release, milk ejection and milk flow during milking of dairy cows with and

- without prestimulation. *Journal of Dairy Research*, 63(2), 201–8. Recuperado a partir de <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/8861344>
- Bustacara Medina, C. J. (2010). Evaluación computacional para calcular los polinomios de Legendre de primera clase. *Revista Avances en Sistemas e Informática*, 7(2), 131–137.
- Cañas, J., Cerón-Muñoz, M., & Corrales A., J. (2011). Modelación de curvas de lactancia para producción de leche, grasa y proteína en bovinos Holstein en Antioquia, Colombia. *Revista MVZ Córdoba*, 16(2), 2514–2520. Recuperado a partir de http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0122-02682011000200009&script=sci_arttext&tlng=pt
- Caroprese, M., Albenzio, M., Marino, R., Muscio, A., Zezza, T., & Sevi, A. (2007). Behavior, milk yield, and milk composition of machine-and hand-milked Murghese mares. *Journal of Dairy Science*, 90(6), 2773–2777. <https://doi.org/10.3168/jds.2006-603>
- Centoducati, P., Maggolino, A., De Palo, P., & Tateo, A. (2012). Application of Wood's model to lactation curve of Italian Heavy Draft horse mares. *Journal of Dairy Science*, 95(10), 5770–5775. <https://doi.org/10.3168/jds.2012-5513>
- Cobuci, J. A., Euclides, R. F., Lopes, P. S., Costa, C. N., Torres, R. D. A., & Pereira, C. S. (2005). Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in Holstein cows using a random regression model. *Genetics and Molecular Biology*, 28(1), 75–83. <https://doi.org/10.1590/S1415-47572005000100013>
- Consejo Nacional de los Recursos Genéticos Pecuarios (CONARGEN). (2010). *Guía técnica de programas de control de producción y mejoramiento genético en bovinos lecheros*. México.
- DHI. (2017). Persistency of milk production. Recuperado a partir de http://www.agromedia.ca/ADM_Articles/content/DHI_persist.pdf
- Dillon, P., Crosse, S., Stakelum, G., & Flynn, F. (1995). The effect of calving date and stocking rate on the performance of spring-calving dairy cows. *Grass and Forage Science*, 50(3), 286–299. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2494.1995.tb02324.x>
- Erdman, R. A., & Varner, M. (1995). Fixed yield responses to increased milking frequency. *Journal of Dairy Science*, 78(5), 1199–1203. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(95\)76738-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(95)76738-8)
- Estrada-León, R. J., Magana, J. G., & Segura-Correa, J. C. (2008). Genetic parameters for reproductive traits of Brown Swiss Cows in the Tripsics of Mexico. *Journal of Animal Veterinary Advances*, 7(2), 124–129. Recuperado a partir de <http://docsdrive.com/pdfs/medwelljournals/javaa/2008/124-129.pdf>
- Fernández, L., Tonhati, H., Albuquerque, L. G., Aspilcueta-Borquis, R. R., & Menendez-Buxadera, A. (2011). Modelos de regresiones aleatorias para la estimación de parámetros genéticos y estudios de curvas de lactancia del Holstein en Cuba. *Revista Cubana de Ciencia Agrícola*, 45(1), 1–6.

- García-Muñiz, J. G., Martínez-González, E. G., Núñez-Domínguez, R., Ramírez-Valverde, R., López-Ordaz, R., & Ruiz-Flores, A. (2008). Comparison of equations to fit lactation curves of cattle. *Revista Científica FCV-LUZ*, XVIII(2), 160–169. Recuperado a partir de <http://www.redalyc.org/pdf/959/95918207.pdf>
- Ghavi Hossein-Zadeh, N. (2016). Application of growth models to describe the lactation curves for test-day milk production in Holstein cows. *Journal of Applied Animal Research*, 2119(March), 1–7. <https://doi.org/10.1080/09712119.2015.1124336>
- Goldberg, J. J., Wildman, E. E., Pankey, J. W., Kunkel, J. R., Howard, D. B., & Murphy, B. M. (1992). The influence of intensively managed rotational grazing, traditional continuous grazing, and confinement housing on bulk tank milk quality and udder health. *Journal of Dairy Science*, 75(1), 96–104. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)77743-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)77743-1)
- Gorewit, R. C., Svennersten, K., Butler, W. R., & Uvnäs-Moberg, K. (1992). Endocrine Responses in Cows Milked by Hand and Machine. *Journal of Dairy Science*, 75(2), 443–448. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)77780-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)77780-7)
- Grossman, M., Kuck, A. L., & Norton, H. W. (1986). Lactation curves of purebred and crossbred dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 69(1), 195–203. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(86\)80386-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(86)80386-1)
- Horan, B., Dillon, P., Faverdin, P., Delaby, L., Buckley, F., & Rath, M. (2005). The interaction of strain of Holstein-Friesian cows and pasture-based feed systems on milk yield, body weight, and body condition score. *Journal of Dairy Science*, 88(3), 1231–1243. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72790-9](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72790-9)
- Jeretina, J., Babnik, D., & Škorjanc, D. (2013). Modeling lactation curve standards for test-day milk yield in holstein, Brown Swiss and simmental cows. *Journal of Animal and Plant Sciences*, 23(3), 754–762.
- Kendall, P. E., & Webster, J. R. (2009). Season and physiological status affects the circadian body temperature rhythm of dairy cows. *Livestock Science*, 125(2–3), 155–160. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2009.04.004>
- Kendrick, J. F. (1940). *The cow tester's manual* (Miscellane). Wasington, D .C., USA.: U.S. Department of Agriculture.
- Macciotta, N. P. P., Miglior, F., Dimauro, C., & Schaeffer, L. R. (2010). Comparison of parametric, orthogonal, and spline functions to model individual lactation curves for milk yield in Canadian Holsteins. *Italian Journal of Animal Science*, 9(4), 460–464. <https://doi.org/10.4081/ijas.2010.e87>
- Macciotta, N. P. P., Vicario, D., & Cappio-Borlino, A. (2005). Detection of different shapes of lactation curve for milk yield in dairy cattle by empirical mathematical models. *Journal of Dairy Science*, 88(3), 1178–91. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72784-3](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72784-3)

- Macciotta, N. P. P., Vicario, D., Di Mauro, C., & Cappio-Borlino, A. (2004). A multivariate approach to modeling shapes of individual lactation curves in cattle. *Journal of Dairy Science*, 87(4), 1092–1098. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(04\)73255-5](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(04)73255-5)
- Mayer, H., Schams, D., Worstorff, H., & Prokopp, A. (1984). Secretion of oxytocin and milk removal as affected by milking cows with and without manual stimulation. *Journal of Endocrinology*, 103(3), 355–61. <https://doi.org/10.1677/JOE.0.1030355>
- Nasr, M. A. F., & El-Tarabany, M. S. (2017). Impact of three THI levels on somatic cell count, milk yield and composition of multiparous Holstein cows in a subtropical region. *Journal of Thermal Biology*, 64(November 2016), 73–77. <https://doi.org/10.1016/j.jtherbio.2017.01.004>
- Otwinowska-Mindur, A., & Ptak, E. (2016). Factors affecting the shape of lactation curves in Polish Holstein-Friesian cows. *Animal Science Papers & Reports*, 34(4), 373–386. Recuperado a partir de <http://web.a.ebscohost.com/abstract?direct=true&profile=ehost&scope=site&authtype=crawler&jrnl=08604037&AN=118664444&h=z%2BcNICV1vtEqMh8M8hqG49GbaLd1wqoUfrGk2%2FgZYfwhxpSM3gx4RejbTV9Ku5C2a7KUEUwjRSiC0y6Hn2Odxg%3D%3D&crl=c&resultNs=AdminWebAuth&resultLocal>
- Patton, J., Kenny, D. A., Mee, J. F., O'Mara, F. P., Wathes, D. C., Cook, M., & Murphy, J. J. (2006). Effect of milking frequency and diet on milk production, energy balance, and reproduction in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 89(5), 1478–1487. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72215-9](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72215-9)
- Pollott, G. E. (2000). A biological approach to lactation curve analysis for milk yield. *Journal of Dairy Science*, 83(11), 2448–2458. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)75136-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)75136-8)
- Prakash, V., Gupta, A. K., Gupta, A., & Gandhi, R. S. (2016). Lactation curve modelling using Legendre polynomial in Sahiwal cattle. *Indian Journal of Animal Science*, 4, 485–488.
- Pulido, R. G., Felmer, E., & Hinojosa, A. (2006). Efecto del tipo de carbohidrato en el concentrado sobre el consumo de alimento de vacas lecheras en pastoreo. *Archivos de Medicina Veterinaria*, 33(2), 123–128.
- Ravagnolo, O., Misztal, I., Hoogenboom, G., Shanklin, M. D., Harbers, G., & Berman, A. (2000). Genetic Component of Heat Stress in Dairy Cattle, Development of Heat Index Function. *Journal of Dairy Science*, 83(9), 2120–5. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)75094-6](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)75094-6)
- Ray, D. E., Halbach, T. J., & Armstrong, D. V. (1992). Season and lactation number effects on milk production and reproduction of dairy cattle in Arizona. *Journal of Dairy Science*, 75(11), 2976–2983. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)78061-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)78061-8)
- Roche, J. R., Berry, D. P., & Kolver, E. S. (2006). Holstein-Friesian strain and feed

- effects on milk production, body weight, and body condition score profiles in grazing dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 89(9), 3532–3543. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72393-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72393-1)
- Rodriguez Z., L., Ara G., M., Huamán U., H., & Echevarría C., L. (2005). Revista de investigaciones veterinarias del Perú : RIVEP. *Revista de Investigaciones Veterinarias del Perú*, 16(1), 01–12. Recuperado a partir de http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1609-91172005000100001
- Salama, A. A. K., Such, X., Caja, G., Rovai, M., Casals, R., Albanell, E., ... Martí, A. (2003). Effects of once versus twice daily milking throughout lactation on milk yield and milk composition in dairy goats. *Journal of Dairy Science*, 86(5), 1673–1680. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(03\)73753-9](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(03)73753-9)
- Santana, M. L., Pereira, R. J., Bignardi, A. B., Filho Vercesi, A. E., Menéndez-Buxadera, A., & El Faro, L. (2015). Detrimental effect of selection for milk yield on genetic tolerance to heat stress in purebred Zebu cattle: Genetic parameters and trends. *Journal of Dairy Science*, 98(12), 9035–9043. <https://doi.org/10.3168/jds.2015-9817>
- Santellano-Estrada, E., Becerril-Pérez, C. M., Mei-Chang, Y., Gianola, D., Torres-Hernández, G., Ramírez-Valverde, R., ... Rosendo-Ponce, A. (2011). Caracterización de la lactancia y evaluación genética del ganado criollo lechero tropical utilizando un modelo de regresión aleatoria. *Agrociencia*, 45(2), 165–175.
- Sargent, F. D., Lytton, V. H., & Wall, O. G. J. (1968). Test interval method of calculating dairy herd improvement association records. *Journal of Dairy Science*, 51(1), 170–179. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(68\)86943-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(68)86943-7)
- Scott, T. A., Yandell, B., Zepeda, L., Shaver, R. D., & Smith, T. R. (1996). Use of lactation curves for analysis of milk production data. *Journal of Dairy Science*, 79(10), 1885–1894. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(96\)76557-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(96)76557-8)
- Shaat, I. (2014). Application of the Wood lactation curve in analysing the variation of daily milk yield in the Zaraibi goats in Egypt. *Small Ruminant Research*, 117(1), 25–33. <https://doi.org/10.1016/j.smallrumres.2013.11.012>
- Smith, D. L., Smith, T., Rude, B. J., & Ward, S. H. (2013). Short communication: Comparison of the effects of heat stress on milk and component yields and somatic cell score in Holstein and Jersey cows. *Journal of Dairy Science*, 96(5), 3028–3033. <https://doi.org/10.3168/jds.2012-5737>
- Stanton, T. L., Jones, L. R., Everett, R. W., & Kachman, S. D. (1992). Estimating milk, fat, and protein lactation curves with a test day model. *Journal of Dairy Science*, 75(6), 1691–700. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)77926-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)77926-0)
- Staples, C. R., & Thatcher, W. W. (2016). Heat stress: Effects on milk production

and composition ☆. *En Reference Module in Food Science*. Elsevier.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-08-100596-5.21237-7>

- Stone, A. E., Jones, B. W., Becker, C. A., & Bewley, J. M. (2017). Influence of breed, milk yield, and temperature-humidity index on dairy cow lying time, neck activity, reticulorumen temperature, and rumination behavior. *Journal of Dairy Science*, 100(3), 2395–2403. <https://doi.org/10.3168/jds.2016-11607>
- Swalve, H. H. (2000). Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. *Journal of Dairy Science*, 83(5), 1115–1124. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)74977-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)74977-0)
- Veerkamp, R. F., Simm, G., & Oldham, J. D. (1994). Effects of interaction between genotype and feeding system on milk production, feed intake, efficiency and body tissue mobilization in dairy cows. *Livestock Production Science*, 39(3), 229–241. [https://doi.org/10.1016/0301-6226\(94\)90202-X](https://doi.org/10.1016/0301-6226(94)90202-X)
- Washburn, S. P., White, S. L., Green, J. T., & Benson, G. A. (2002). Reproduction, mastitis, and body condition of seasonally calved Holstein and Jersey cows in confinement or pasture systems. *Journal of Dairy Science*, 85(1), 105–111. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(02\)74058-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(02)74058-7)
- White, S. L., Benson, G. A., Washburn, S. P., & Green, J. T. (2002). Milk production and economic measures in confinement or pasture systems using seasonally calved Holstein and Jersey cows. *Journal of Dairy Science*, 85(1), 95–104. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(02\)74057-5](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(02)74057-5)

3 COMPARACIÓN DE CURVAS DE LACTANCIA PARA BOVINOS SUIZO AMERICANO EN MÉXICO, PRODUCIENDO EN DIFERENTES CONDICIONES AMBIENTALES

3.1 Resumen

Los bovinos Suizo Americano están distribuidos en la mayoría de las regiones agroecológicas de México, debido a su capacidad de adaptarse a condiciones ambientales adversas y variables. Esta raza se maneja en regímenes alimenticios como confinamiento total, pastoreo o mixtos; con ordeño manual o mecánico, y frecuencias de ordeña de una o dos veces por día. El objetivo de este estudio fue evaluar y comparar el impacto de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria con el uso de polinomios de Legendre, para predecir curvas de lactancia en bovinos Suizo Americano de primer parto, con el fin de implementar evaluaciones genéticas futuras para características relacionadas con la curva de la lactancia. Se utilizaron los registros de pesadas de leche ($n = 14,940$) de hembras ($n = 2,074$) en su primera lactancia, provenientes de 64 ranchos propiedad de socios de la Asociación Mexicana de Criadores de Ganado Suizo de Registro. Los ranchos se agruparon en uno de tres sistemas de régimen alimenticio: confinamiento total, pastoreo, y mixto. Para describir las curvas de lactancia se ajustaron modelos de regresión aleatoria con polinomios de Legendre. Los modelos ajustados incluyeron los efectos fijos de época y año de parto, los efectos lineal y cuadrático de la covariable edad al primer parto, así como la interacción de la época de parto con los coeficientes de la regresión fija del polinomio de Legendre con mejor ajuste. Los efectos ambientales incluidos en el modelo de regresión aleatoria, con el uso de polinomios de Legendre, permitieron evaluar apropiadamente las curvas de lactancia de vacas Suizo Americano en su primer parto. Se detectó variabilidad ($P < 0.05$) en las curvas generadas, dependiendo de los efectos ambientales importantes en la modelación de condiciones específicas. La modelación propuesta permitió detectar diferencias y semejanzas entre las curvas de lactancia de vacas Suizo Americano de primer parto en diferentes regímenes alimenticios, años y épocas de parto, y tipo y número de ordeños. Esto sugiere la factibilidad de su implementación en evaluaciones genéticas futuras para características relacionadas con la curva de la lactancia.

Palabras clave: modelos de regresión aleatoria, producción de leche, polinomios de Legendre.

3.2 Abstract

Brown Swiss cattle is a breed of dairy animals widely distributed in the highly variable environmental conditions of Mexico, due to their ability to produce under these conditions. Brown Swiss cattle in Mexico is farmed under a variety of systems including total confinement, solely on grazing, or on mixed confinement-grazing. They are machine- or hand-milked, and on once or twice-a-day milking routines. The objective of the study was to evaluate and compare the impact of the fixed effects of a random regression model, with Legendre polynomials, on the prediction of lactation curves of first calving Brown Swiss cows, with the goal of implementing future genetic evaluations for the breed using a test-day model. Test-day milk records ($n = 14,940$) from first calving cows ($n = 2,074$) farmed on 64 ranches belonging to the Mexican Brown Swiss Breeder Association were used. Ranches belonged to one of three feeding regimes: total confinement, grazing, and mixed confinement-grazing system. Lactation curve fitting was done with random regression mixed modeling and Legendre polynomials. Fitted models included the fixed effects of season and year of calving, the linear and quadratic effect of cow age at first calving, as well as the interactions between calving season and the coefficients of the fixed regression of the Legendre polynomials of best fit. The environmental effects included in the random regression model, using Legendre polynomials, allowed to properly evaluate the lactation curves of first calving Brown Swiss cows. Variability was detected ($P < 0.05$) in the generated curves, depending on the environmental effects that were important in the modeling of specific conditions, which suggests its possible implementation in future genetic evaluations for traits related with the lactation curve. The proposed modeling allowed detecting differences and similarities between lactation curves of first calving Brown Swiss cows under different environmental conditions of feeding regimes, years and calving seasons, milking types and frequency of milking. This suggests the feasibility of its implementation in future genetic evaluations for characteristics related to the lactation curve.

Key words: random regression models, milk production, Legendre polynomials.

3.3 Introducción

La curva de lactancia es la representación gráfica de la producción de leche con relación al tiempo después del parto (Ghavi Hossein-Zadeh, 2016). La modelación de curvas de lactancia permite estimar la tasa de incremento en la producción al inicio de la lactancia hasta llegar a un pico de máxima producción, seguido por una tasa de decremento en la producción de la última etapa de la lactancia (Macciotta, Vicario, Di Mauro & Cappio-Borlino, 2004; Prakash, Gupta, Gupta & Gandhi, 2016).

A principios del siglo XX, se comenzaron a usar modelos que describieran las curvas de lactancia antes de adoptar equipos para procesar datos electrónicamente (Sargent, Lytton & Wall, 1968). Estos métodos se utilizaron para predecir la producción total de leche por lactancia (Kendrick, 1940; Sargent et al., 1968). Posteriormente, se usaron modelos que midieran en función de parámetros la pendiente de incremento en la curva, el pico de lactancia y la persistencia de la producción después del pico (Macciotta et al., 2004). Sin embargo, estos modelos fueron abandonados porque las estimaciones de las matrices de covarianza generalmente tenían correlaciones muy altas entre los coeficientes de regresión aleatorios, los cuales pueden obstaculizar el proceso de estimación (Macciotta, Miglior, Dimauro & Schaeffer, 2010).

Las curvas de lactancia, están afectadas por efectos genéticos y ambientales. Los factores ambientales como dieta de los animales, condición corporal, estado reproductivo, manejo dentro del establo y efectos del clima, pueden encubrir el potencial genético para producción de leche (Jeretina, Babnik & Škorjanc, 2013; Pollott, 2000). Con modelos del día de prueba, se pueden analizar curvas de lactancia con diferentes números de muestreos, reducir el intervalo generacional al predecir el mérito genético de los animales con más exactitud, remover la variación ambiental del efecto fenotípico y estimar los componentes de varianza en evaluaciones genéticas, y ajustar directamente por efectos fijos, especialmente aquellos que influyen a través del tiempo (Prakash et al., 2016; Swalve, 2000).

En México, la raza bovina Suizo Americano es comúnmente usada en hatos comerciales para producción de leche y carne en diferentes sistemas de producción y climas del país (Estrada-León, Magana & Segura-Correa, 2008). A través del tiempo, esta raza ha llegado a ser una de las más difundidas en el país, por su inventario como raza pura o usada en sistemas de cruzamiento para doble propósito, y por su distribución geográfica, ya que sus hatos pueden encontrarse en diversos climas, especialmente en regiones tropicales y templadas, con variaciones importantes en el manejo de los animales. En la población de ganado Suizo Americano registrado en el país, se realizan evaluaciones genéticas nacionales desde 2004 (Cuevas, 2010). Dichas evaluaciones consideran sólo la producción de leche total por lactancia, con información proveniente de ranchos distribuidos en casi todo el país, con diversas condiciones climáticas y de manejo de los animales (Núñez, Ramírez, Ruíz & Domínguez, 2004). Al respecto, es de interés conocer con mayor detalle los principales efectos ambientales en la producción de leche y explorar la posibilidad de incluir parámetros relacionados con las curvas de lactancia de los animales.

Una alternativa para estimar con mayor precisión parámetros derivados de la curva de lactancia, con la meta de usarlos en la evaluación genética de animales, es el uso de los polinomios de Legendre, ya que se puede medir la producción total de leche, la persistencia, etc.; además de permitir predecir los efectos genéticos aditivos, estimadores de heredabilidad y componentes de covarianzas (Cobuci et al., 2005; Santellano-Estrada et al., 2011).

El objetivo de este estudio fue evaluar y comparar la influencia de los efectos fijos en un modelo de regresión aleatoria con polinomios de Legendre, para predecir curvas de lactancia en bovinos Suizo Americano de primer parto, con el fin de implementar, en el futuro, evaluaciones genéticas para características relacionadas con la curva de la lactancia.

3.4 Materiales y métodos

3.4.1 Información utilizada en el análisis

Origen de los datos

Los datos analizados se obtuvieron de las bases de datos productiva y genealógica de la Asociación Mexicana de Criadores de Ganado Suizo de Registro (AMCGSR). Los datos analizados contienen información productiva de 14,006 partos, de 1982 a 2015. Sin embargo, 93.5% de los registros productivos se concentraron de 2000 a 2015.

Límites biológicos

Se establecieron límites en algunos parámetros reproductivos para descartar registros que estuvieran fuera de rangos normales. Estos parámetros se muestran en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Límites biológicos de exclusión de la base de datos de la Asociación Mexicana de Criadores de Ganado Suizo de Registro, para incluir en el análisis.

Característica	Límites para la inclusión	
	Mín.	Máx.
Edad al primer parto, meses	20	60
Edad al parto, años	1.8	20
Intervalo entre partos, meses	10	60
Largo de lactancia, días	60	556

Edición de la base de datos

Después de la edición de la base de datos, también se excluyeron animales con menos de tres pesadas de leche entre 1 y 270 días después del parto. Las curvas que se modelaron fueron de primera lactancia debido a limitaciones de memoria del equipo de cómputo. El número de registros utilizados en la modelación de curvas de lactancia se muestra en el Cuadro 2.

Cuadro 2. Número de registros de la base de datos para todas las lactancias y primera lactancia de bovinos Suizo Americano.

Características	Todas las lactancias	Sólo primera lactancia
Ranchos	98	74
Vacas con registros de producción de leche	12,145	2,074
Pesadas de leche	88,279	14,940

3.4.2 Modelación de curvas de lactancia individuales

Expansión de datos

Antes de la modelación de las curvas de lactancia, se expandieron las mediciones de cada vaca incluida en el análisis, utilizando el procedimiento EXPAND de SAS (SAS, 2016). En este procedimiento se generaron los días en leche (DEL) desde el día uno después del parto hasta el día 270, para las vacas que tuvieron su última pesada antes de ese día; la expansión para las vacas con última pesada después de 270 días fue hasta los DEL de la última pesada.

Escala estandarizada de tiempo para calcular los polinomios de Legendre

La variable estandarizada de tiempo (x) se calculó a partir de los días en leche (DEL), utilizando la siguiente expresión:

$$x = -1 + 2 \left(\frac{t - t_{min}}{t_{max} - t_{min}} \right)$$

donde x son los días estandarizados (de -1 a 1) transcurridos después del parto, t es el día después del parto, t_{min} y t_{max} son, respectivamente, el primero y el último día después del parto en que se registró la producción de leche y sus componentes. En este estudio los valores de t_{min} y t_{max} fueron diferentes en cada régimen alimenticio. Los valores de t_{min} y t_{max} fueron de 4 y 364, 1 y 400, 1 y 395 en los regímenes alimenticios estabulado, mixto y pastoreo respectivamente. Estos valores cambiaron de acuerdo con los DEL en que se registraron la primera y última pesada de cada régimen alimenticio. En los tres regímenes de

alimentación considerados en el análisis, las curvas de lactancia se modelaron a 270 días de duración de la lactancia, para calcular de producción de leche acumulada por lactancia a 270 días, que fue el promedio de duración de la lactancia para animales de primer parto.

Las expresiones para calcular los primeros siete polinomios de Legendre (grado cero al seis), se obtuvieron con la ecuación citada por Bustacara (2010), y se presentan a continuación:

$$P_n(x) = \frac{1}{2^n n!} \left(\frac{d}{dx} \right)^n (x^2 - 1)^n$$

$$P_0(x) = 1$$

$$P_1(x) = x$$

$$P_2(x) = \frac{1}{2}(3x^2 - 1)$$

$$P_3(x) = \frac{1}{2}(5x^3 - 3x)$$

$$P_4(x) = \frac{1}{8}(35x^4 - 30x^2 + 3)$$

$$P_5(x) = \frac{1}{8}(63x^5 - 70x^3 - 15x)$$

$$P_6(x) = \frac{1}{16}(231x^6 - 315x^4 + 105x^2 - 5)$$

En la Figura 1 se presentan de forma gráfica los valores que toma el polinomio de Legendre del grado 0 al 6, para cada DEL cuando los valores de t_{min} y t_{max} son 1 y 270, respectivamente.

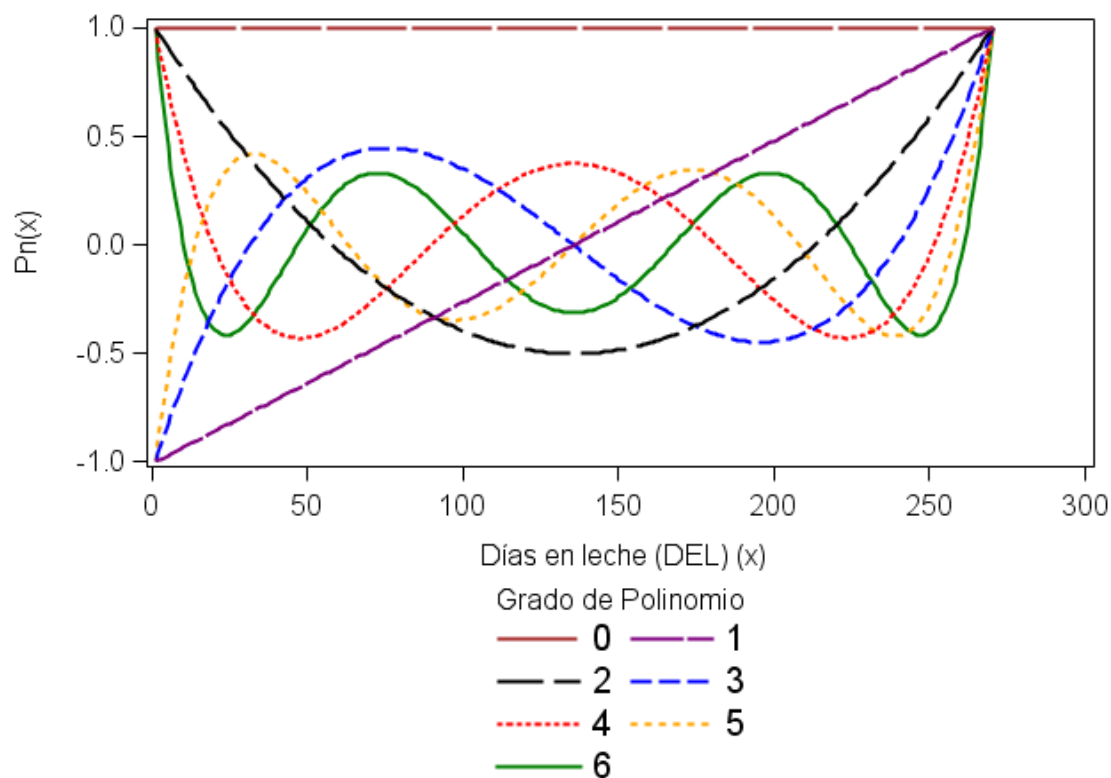


Figura 1. Visualización gráfica de los polinomios de Legendre con diferente grado.

Modelación de curvas de lactancia con polinomios de Legendre

El procedimiento MIXED de SAS (SAS, 2016) se utilizó para ajustar modelos de regresión aleatoria y describir la trayectoria de la producción de leche por día como función de los días transcurridos después del parto. Para cada régimen alimenticio por separado (estabulado, pastoreo, mixto) se modelaron las curvas de lactancia respectivas. El modelo estadístico incluyó los efectos fijos de época y año de parto, número de ordeños por día, tipo de ordeño, la covariable edad de la vaca al parto, rancho de pertenencia de la vaca y un polinomio de Legendre de diferente grado, dependiendo del régimen alimenticio modelado. En la parte aleatoria del modelo se ajustaron los coeficientes de regresión para cada uno de los términos del polinomio de Legendre, especificando como sujeto en el análisis de varianza al identificador único de vaca.

La siguiente ecuación presenta el modelo general ajustado para describir las curvas de lactancia por régimen alimenticio de la vaca. En cada régimen alimenticio, el polinomio de Legendre interaccionó con un efecto fijo diferente. Este modelo general se redujo al excluir covariables e interacciones de primer grado no significativas.

$$y_{ijklmnot} = A_i + E_j + R_k + O_l + T_o + (A * E)_{ij} + b_1(EVP_m - \hat{\mu}_{EVP}) + b_2(EVP_m - \hat{\mu}_{EVP})^2 \\ + \sum_{n=1}^{r_1} \beta_{njlo} P_n(x)_{jt} + \sum_{n=0}^{r_2} \alpha_{nmjlo} P_n(x)_{jmt} + e_{ijklmnot}$$

donde $y_{ijklmnot}$ es la producción de leche diaria, en kilogramos, registrada en el día t después del parto para la vaca m , parida en el año i , la estación j , el rancho k , manejada en la frecuencia l de ordeños por día, y ordeñada con el tipo o de ordeña.

A_i = efecto fijo del i -ésimo año de parto de la vaca ($i = 2000, \dots, 2015$);

E_j = efecto fijo de la j -ésima época de parto de la vaca ($j = \text{lluvias, seca}$);

R_k = efecto fijo del k -ésimo rancho ($k = 1, \dots, 62$);

O_l = efecto fijo del l -ésimo número de ordeños por día ($l = 1, 2$)

T_o = efecto fijo del o -ésimo tipo de ordeño ($o = \text{manual, mecánico}$);

$(A * E)_{ij}$ = efecto fijo de la interacción año por época de parto;

b_1 y b_2 son los coeficientes de regresión de las covariables edad de la vaca al parto (EVP), lineal y cuadrática;

EVP_m = edad al primer parto de la m -ésima vaca;

μ_{EVP} = edad promedio de las vacas al primer parto;

$\beta_{njlo} = n$ -ésimo coeficiente de la regresión fija ($n = 1, \dots, 6$) de la j -ésima época de parto, o el l -ésimo número de ordeños por día, u o -ésimo tipo de ordeño;

$\alpha_{nmjlo} = n\text{-ésimo}$ coeficiente de la regresión aleatoria ($n = 0, \dots, 6$) de la $m\text{-ésima}$ vaca ($m = 1, \dots, 1521$) parida en la $j\text{-ésima}$ época de parto o $l\text{-ésimo}$ número de ordeños por día u $o\text{-ésimo}$ tipo de ordeño;

$P_n(x) = n\text{-ésimo}$ orden del polinomio de Legendre;

$e_{ijklmnot}$ = residual.

3.4.3 Selección del modelo de mejor ajuste

Indicadores de bondad de ajuste

La bondad de ajuste de los modelos de regresión aleatoria ajustados se comparó utilizando los criterios de información de Akaike (AIC), y de información Bayesiano (BIC), para determinar qué modelo ajustó mejor las curvas de lactancia de modelos anidados que difirieron en un parámetro. Los modelos con los valores más bajos de AIC y BIC fueron los que mejor describen las curvas de lactancia.

Nivel de significancia en los efectos fijos

También se comparó el patrón de significancia de los coeficientes de regresión fija en los modelos ajustados. Los modelos con todos sus coeficientes significativos de la regresión fija, describen mejor las curvas de lactancia.

3.4.4 Indicadores para describir los sistemas de producción y las curvas de lactancia

Producción de leche ajustada a 270 días de lactancia

Una vez determinado el modelo de mejor ajuste para cada régimen alimenticio, se sumaron las producciones de leche predichas del día 1 al 270 de lactancia para cada vaca. El acumulado de leche fue la producción total ajustada a 270 días de lactancia.

Pico de Lactancia

Se consideró como pico de lactancia la producción diaria de leche predicha más alta, siempre y cuando estuviera en los primeros 200 días de lactancia.

Persistencia

La persistencia mide en qué porcentaje se mantiene la producción de leche en intervalos de 30 días. Cuando el intervalo entre pesadas es 30 días, la forma de calcular la persistencia es con la ecuación siguiente:

$$Persistencia = \frac{kg_{DEL_i}}{kg_{DEL_i+30}} * 100$$

Donde kg_{DEL_i} es la producción de leche en un día i y kg_{DEL_i+30} es la producción de leche 30 días después de la primera pesada.

Para este estudio, la persistencia se calculó considerando un descenso lineal de la producción de leche, del pico de lactancia al día 270 de lactancia. Como el intervalo entre el día en que se presentó el pico de lactancia y los 270 de lactancia es diferente que 30, la persistencia se calculó con la ecuación siguiente:

$$Persistencia = \frac{kg_{Pico} - \frac{(kg_{Pico} - kg_{270\ DEL}) * 30}{DEL_{270} - DEL_{Pico}}}{kg_{Pico}} * 100$$

donde $kg_{270\ DEL}$ son los kilogramos de leche vaca⁻¹ día⁻¹, predichos a 270 días de lactancia; kg_{Pico} son los kilogramos de leche predichos en el pico de lactancia; DEL_{270} es el día en leche 270 (último día de la producción de leche estimada), y DEL_{Pico} es el día en leche cuando se presentó el pico de lactancia (Adaptado de DHI, 2017).

Análisis de varianza para la primera lactancia

El procedimiento MIXED de SAS se utilizó para hacer un análisis de varianza para los parámetros de producción de leche ajustada a 270 días (PLT₂₇₀), producción de leche al pico de lactancia (PL_{máx}), días en leche donde se presentó el pico de lactancia (DEL_{máx}) y persistencia (PER). Se ajustó un modelo lineal mixto conteniendo los efectos principales, interacciones significativas de primer grado, y los efectos lineal y cuadrático de la covariable edad de la vaca al parto. Los efectos fijos en el modelo de análisis de varianza fueron régimen alimenticio,

tipo de ordeño, número de ordeños por día y, año y época de parto. El rancho de pertenencia de la vaca se incluyó como efecto aleatorio en el modelo. Las medias de cuadrados mínimos de los efectos fijos e interacciones significativas de primer grado se compararon con la prueba Tukey. El modelo general, con las interacciones de primer grado, ajustado para cada una de las cuatro variables analizadas, se redujo de acuerdo con el patrón de significancia de los efectos fijos, dejando en el modelo los efectos principales, interacciones de primer grado y covariables significativas. La ecuación general utilizada para analizar cada una de las cuatro variables fue la siguiente:

$$Y_{ijklmno} = \mu + RA_i + T_j + O_k + E_l + A_o + R_n + b_1(EVP_m - \hat{\mu}_{EVP}) + b_2(EVP_m - \hat{\mu}_{EVP})^2 + e_{ijklmno}$$

donde, $Y_{ijklmno}$ = cada una de las variables respuesta: producción de leche acumulada a 270 días de lactancia (PLT_{270}), producción de leche al pico de lactancia ($PL_{m\acute{a}x}$), días en leche donde se presentó el pico de lactancia ($DEL_{m\acute{a}x}$) y persistencia, para la vaca m , con el i -ésimo régimen alimenticio, el tipo de ordeño j , con k ordeños por día, del n -ésimo rancho, parida en el año o y época l ;

RA_i = efecto fijo del i -ésimo régimen alimenticio (i = estabulado, mixto, pastoreo);

T_j = efecto fijo del j -ésimo tipo de ordeño (j = manual, mecánico);

O_k = efecto fijo del k -ésima número de ordeños por día (o = 1, 2);

E_l = efecto fijo de la l -ésima época de parto de la vaca (l = lluvia, seca);

A_o = efecto fijo del o -ésimo año de parto (o = 2000,...,2006);

R_n = efecto aleatorio del n -ésimo rancho (n = 1,...,64), $\sim$ NIID($0, \sigma_r^2$);

b_1 y b_2 son los coeficientes de regresión de la covariable edad de la vaca al parto (EVP), lineal y cuadrática;

EVP_m = edad al primer parto de la m -ésima vaca;

$\hat{\mu}_{EVP}$ = edad promedio de las vacas al primer parto;

$e_{ijklmno}$ = residual, $\sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$.

3.5 Resultados y discusión

3.5.1 Efectos ambientales en la estimación de parámetros de las curvas de lactancia

Dentro de régimen alimenticio, el modelo de regresión aleatoria que se utilizó para ajustar las curvas de lactancia de hembras de primer parto, y generar los parámetros que las describen (PLT_{270} , $PL_{Máx}$, $DEL_{Máx}$ y PER) por tipo de ordeño, número de ordeños y época de parto, incluyó la interacción de época de parto con los coeficientes de la regresión fija del polinomio de Legendre de mejor ajuste.

El Cuadro 3 muestra los niveles de significancia para los efectos ambientales (fijos) considerados en los análisis de varianza para cada parámetro de las curvas de lactancia. En general, la significancia de los efectos dependió del parámetro específico de la curva de lactancia considerada.

Para PLT_{270} se detectaron diferencias importantes ($P < 0.05$) sólo para los efectos principales régimen alimenticio (RA), número de ordeños (NO) y tipo de ordeño (TO); mientras que para $PL_{Máx}$ fueron importantes esos mismos efectos además de la época de parto (EP) y la interacción $NO \times TO$. Para $DEL_{Máx}$ se detectaron diferencias importantes ($P < 0.05$) en TO, EP y AP, así como para $EP \times AP$ y $TO \times AP$; mientras que para la PER fueron importantes AP, $EP \times AP$, $NO \times TO$, y la covariable edad al primer parto, lineal y cuadrática. La importancia de la variabilidad por los efectos de año de parto y sus interacciones, dado que representan los efectos de variaciones aleatorias que no son repetibles ni con patrones predecibles para el futuro, no serán discutidas en este estudio; sin embargo, sus efectos también han sido reportados por diversos autores, para diversos genotipos y ambientes (Otwindowska-Mindur & Ptak, 2016; Rodriguez, Ara, Huamán & Echevarría, 2005).

Cuadro 3. Nivel de significancia (probabilidad) para los efectos fijos incluidos en los modelos para producción de leche (PLT_{270}), producción al pico de lactancia ($PL_{Máx}$), días al pico de lactancia ($DEL_{Máx}$) y persistencia (PER).

Efecto	Parámetro			
	PLT_{270}	$PL_{Máx}$	$DEL_{Máx}$	PER
Régimen alimenticio (RA)	0.0017	0.0195	0.2745	0.4573
Número de ordeños (NO)	<.0001	<.0001	0.8734	0.8611
Tipo de ordeño (TO)	0.0154	0.0053	0.0097	0.0739
Época de parto (EP)	0.1865	0.0436	<.0001	0.3261
Año de parto (AP)	0.5289	0.5416	0.0018	<.0001
EP*AP	---	---	0.0135	0.0006
NO*TO	---	0.0136	---	0.0009
TO*AP	---	---	0.0091	---
Edad al Primer parto lineal	---	---	---	0.0122
Edad al Primer parto cuadrático	---	---	---	0.0243

--- Efecto fijo no incluido en el modelo

Las medias de cuadrados mínimos para las subclases de los efectos ambientales considerados en el análisis de los parámetros de las curvas de lactancia se muestran en el Cuadro 4. Las diferencias estimadas por diferentes RA, NO, TO, EP y AP, sugiere la necesidad de estimar con precisión las curvas de lactancia particulares de las vacas Suizo Americano en México.

La persistencia de la lactancia, en general fue alta y no fue influida por los diferentes efectos ambientales principales, fluctuando entre 92.3 y 94.2% para los diversos niveles. La pequeña variabilidad observada en persistencia, pudo deberse al uso de sólo vacas de primer parto, donde la caída en la producción de leche al final de lactancia es reducida en este tipo de animales, lo que coincide por lo publicado por otros autores trabajando con ganado lechero (Cañas, Cerón-Muñoz & Corrales, 2011; Ramírez, 2017).

Cuadro 4. Medias de cuadrados mínimos ($\pm$ error estándar) para las subclases de los efectos fijos incluidos en los modelos de análisis de producción de leche a 270 días de lactancia (PLT₂₇₀), producción al pico de lactancia (PL_{Máx}), días al pico de lactancia (DEL_{Máx}) y persistencia (PER) en vacas de primer parto de bovinos Suizo Americano.

Efectos	PLT ₂₇₀ (kg)	PL _{Máx} (kg)	DEL _{Máx} (d)	PER (%)
Régimen alimenticio				
Estabulado	4943.7 $\pm$ 608.4 ^a	22.5 $\pm$ 2.8 ^a	117.0 $\pm$ 35.6	94.2 $\pm$ 1.5
Mixto	3497.8 $\pm$ 135.6 ^b	16.5 $\pm$ 0.6 ^{ab}	83.0 $\pm$ 8.1	92.3 $\pm$ 0.4
Pastoreo	2806.6 $\pm$ 231.3 ^c	14.4 $\pm$ 1.1 ^b	63.1 $\pm$ 13.6	92.5 $\pm$ 0.6
Número de ordeños				
1	3003.2 $\pm$ 248.9 ^a	13.6 $\pm$ 1.1 ^a	86.7 $\pm$ 14.7	93.0 $\pm$ 0.6
2	4495.6 $\pm$ 237.2 ^b	22.1 $\pm$ 1.2 ^b	88.7 $\pm$ 14.0	92.9 $\pm$ 0.6
Tipo de ordeño				
Manual	3884.5 $\pm$ 230.4 ^a	18.7 $\pm$ 1.1 ^a	98.5 $\pm$ 13.9 ^a	92.7 $\pm$ 0.6
Mecánica	3614.3 $\pm$ 224.6 ^b	16.9 $\pm$ 1.0 ^b	76.8 $\pm$ 13.2 ^b	93.3 $\pm$ 0.6
Época de parto				
Lluvias	3774.6 $\pm$ 221.6	18.0 $\pm$ 1.0 ^a	82.3 $\pm$ 13.0 ^a	92.9 $\pm$ 0.6
Seca	3724.1 $\pm$ 221.3	17.6 $\pm$ 1.0 ^b	93.1 $\pm$ 13.0 ^b	93.1 $\pm$ 0.6

¹ Medias de cuadrados mínimos en la misma columna y efecto, con diferente literal, son diferentes (P<0.05; Tukey)

Para el efecto de régimen alimenticio, PLT₂₇₀ de vacas en estabulación fue 41.3 y 76.1% superior a la de los regímenes mixto y en pastoreo, respectivamente, con diferencias importantes (P<0.05) para los tres regímenes. La PL_{Máx} de vacas estabuladas fue 56.3% mayor que la de vacas en pastoreo, pero sin diferencias (P>0.05) de cualquiera de los anteriores con el régimen alimenticio mixto. No se detectaron diferencias significativas para los efectos fijos para DEL_{Máx}, fluctuando entre 63 y 117 días, pero con alta variabilidad dentro de régimen alimenticio. Las diferencias en producción de leche total de bovinos lecheros en diferentes regímenes alimenticios, como las estimadas en este estudio, han sido documentadas ampliamente para este tipo de comparaciones con regímenes contrastantes (Horan et al., 2005; Veerkamp, Simm & Oldham, 1994). En un estudio con vacas Holstein en pastoreo, Horan et al. (2005) estimaron que por cada kilogramo de concentrado suplementado, la producción de leche

incrementó hasta 1.1 kg de leche diarios. Además, en un estudio con vacas Holstein en pastoreo en Nueva Zelanda, Roche, Berry y Kolver (2006) señalaron que la suplementación de concentrado tiende a acelerar el día al pico de lactancia y que la persistencia de la lactancia no se afecta, lo que fue similar a lo observado en el presente estudio.

Las curvas de lactancia obtenidas con los diferentes modelos de regresión aleatoria para cada régimen alimenticio por estación de parto, se resumen en la Figura 2. Se puede observar que a medida que las vacas recibieron “más nutrientes y confort” durante la lactancia, la producción de leche aumentó, las vacas provenientes de un régimen estabulado tuvieron una producción más alta que las de pastoreo. La época influyó ligeramente sólo para las vacas del régimen estabuladas, en favor de las que parieron en época seca.

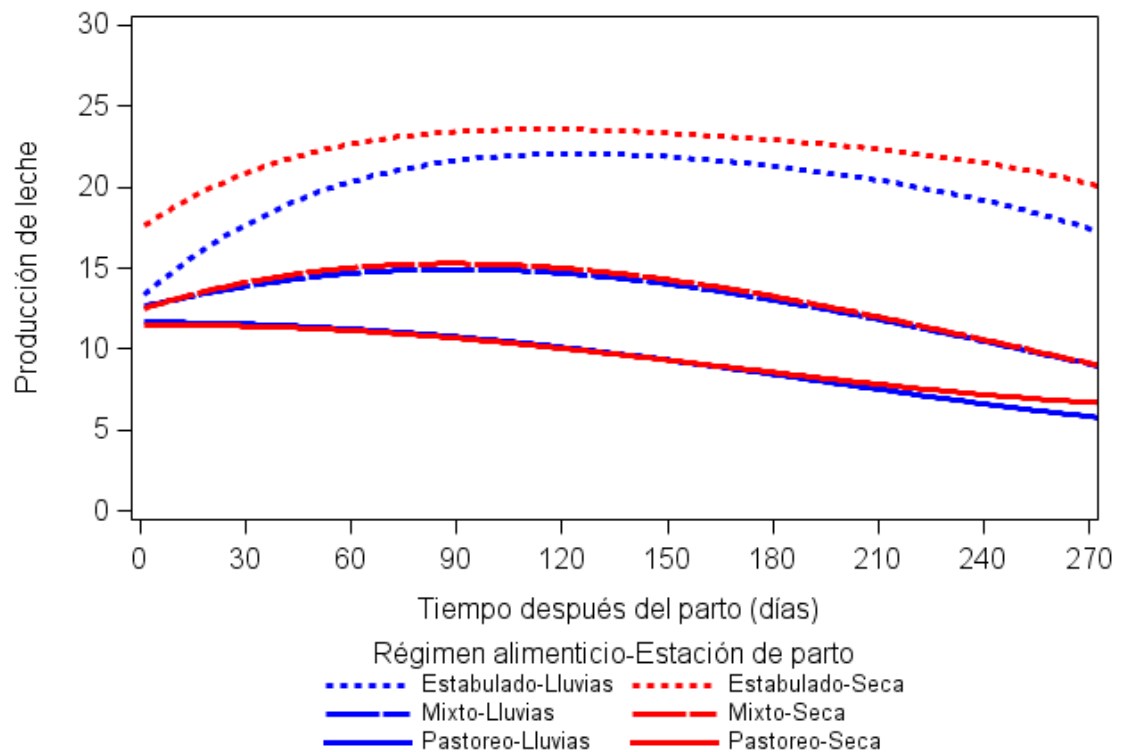


Figura 2. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y estación de parto de bovinos Suizo Americano.

Las vacas que se ordeñaron dos veces por día tuvieron 49.7 y 62.5% mayor PLT_{270} y $PL_{Máx}$ que las vacas ordeñadas una vez al día. Las diferencias en producción de leche para vacas con uno o dos ordeños han sido documentadas por otros investigadores trabajando con bovinos lecheros (Erdman & Varner, 1995); sin embargo, las diferencias han sido menores que las obtenidas en el presente estudio, probablemente porque en este trabajo el efecto pudiera estar confundido con otros factores como nivel de tecnificación, y uso predominante de dos ordeños en hatos de clima templado y de un ordeño en condiciones tropicales. Patton et al. (2006) estimaron que la producción de leche durante los primeros 28 días de la lactancia fue 19.6% menor en vacas ordeñadas una vez por día que en vacas ordeñadas tres veces por día. De manera similar, Erdman y Varner (1995) estimaron un incremento de 3.5 kg d^{-1} de leche al pasar de dos a tres ordeños por día.

Las vacas en ordeño manual fueron 7.5 y 10.7% superiores en PLT_{270} y $PL_{Máx}$, y tuvieron los $DEL_{Máx}$ 22 días después que las vacas en ordeño mecánico; estas diferencias son similares a las documentadas por otros autores en bovinos lecheros. En un estudio con vacas Sueco Rojo, Gorewit, Svennersten, Butler y Uvnäs-Moberg (1992) presentaron resultados similares a los de esta investigación, lo que explicaron por un posible mejor estímulo de la ubre, el cual, incrementa la liberación de oxitocina, prolactina y cortisol.

Las vacas que parieron durante las lluvias fueron ligeramente superiores (2.3%) en la $PL_{Máx}$ que las que parieron en la época seca, además alcanzaron los $DEL_{Máx}$ 11 días antes, reflejo de la estacionalidad de los sistemas que dependen de las condiciones climáticas para la producción de alimentos. Por ejemplo, Ray, Halbach y Armstrong (1992) señalaron que en vacas altas productoras de Arizona, la producción de leche fue menor en las vacas que parieron en verano y otoño debido al estrés calórico. Las vacas que parieron antes de la primavera (enero) produjeron más leche que las que parieron a la entrada de la primavera (marzo).

3.5.2. Ajuste de curvas de lactancia por combinaciones de efectos ambientales

En la combinación de efectos régimen alimenticio y tipo de ordeño no fue posible ajustar las curvas de lactancia para el régimen estabulado, debido a que en este régimen sólo se ordeñó mecánicamente. En el Apéndice 1 se presentan los niveles de significancia de los efectos fijos incluidos en los modelos de regresión aleatoria con diferente grado del polinomio de Legendre para el régimen mixto. Para este régimen, el modelo con los valores más bajos de AIC y BIC, fue una combinación de un polinomio fijo de grado seis y uno aleatorio de grado cuatro. En el Apéndice 2 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. Para este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas ($P < 0.01$) y ocho de las diez covarianzas posibles fueron significativas ($P < 0.05$). Por otro lado, ocho de las diez correlaciones posibles tuvieron valores absolutos menores que 0.23, lo que indica que tienden a cero, y las correlaciones $r_{\alpha_0\alpha_2}$ y $r_{\alpha_1\alpha_4}$ tuvieron valores de -0.65 y 0.52, respectivamente.

En la Figura 3 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen mixto por tipo de ordeño. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen mixto; las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste; en colores rojo y azul se presentan las curvas de lactancia promedio de las regresiones fijas correspondientes a cada tipo de ordeño. Para el caso particular de curvas de lactancia en el régimen mixto no se detectaron diferencias por tipo de ordeño, representando el ajuste con el mejor modelo disponible. Las siguientes, son las ecuaciones para predecir dichas regresiones fijas y se obtuvieron del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza:

$$\begin{aligned}
y_{Manual} = & 11.864_{Manual} - 1.2713_{\bar{x}O} + 0.10945_{\bar{x}E} - 0.28456364_{\bar{x}A} \\
& + 0.11311636_{E*A} - 0.06638_{b1} - 5.3037 * P_1(x) - 1.7775 * P_2(x) \\
& + 1.6127 * P_3(x) + 0.2635 * P_4(x) - 0.302 * P_5(x) + 0.07414 \\
& * P_6(x)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
y_{Mecánica} = & 13.0805_{Mecánica} - 1.2713_{\bar{x}O} + 0.10945_{\bar{x}E} - 0.28456364_{\bar{x}A} \\
& + 0.11311636_{E*A} - 0.06638_{b1} - 4.2701 * P_1(x) - 0.6688 * P_2(x) \\
& + 4.004 * P_3(x) + 1.4316 * P_4(x) + 1.0387 * P_5(x) + 0.2796 * P_6(x)
\end{aligned}$$

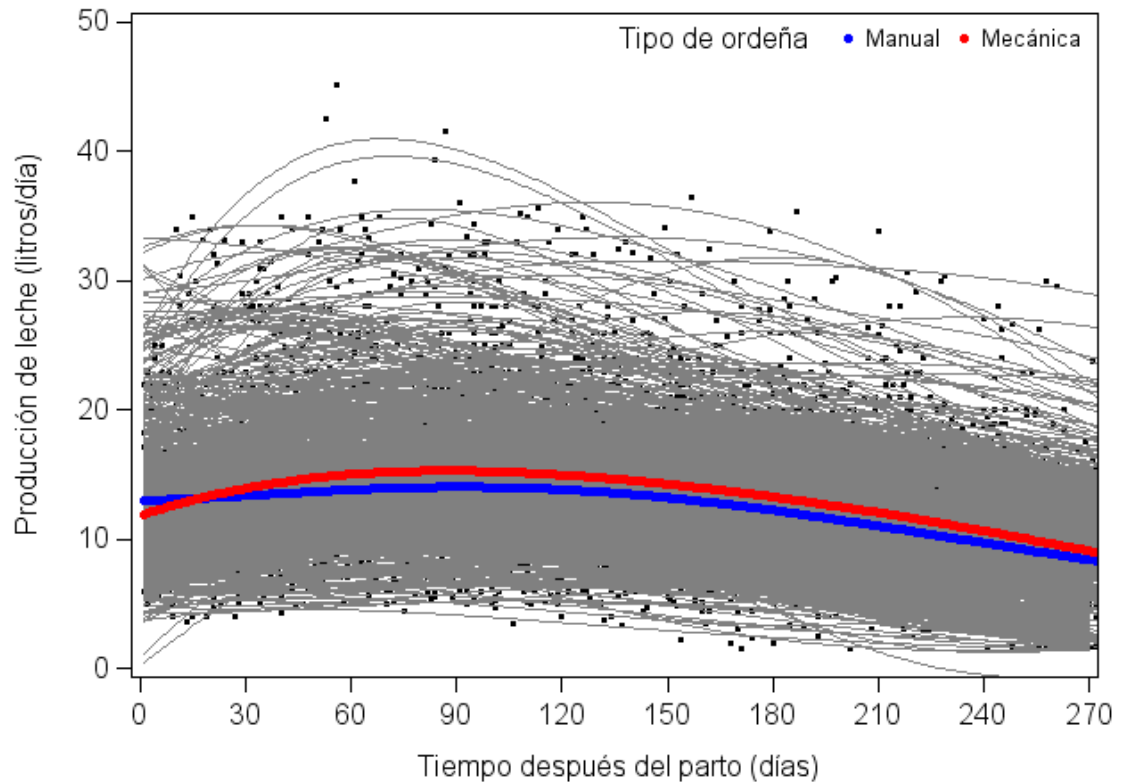


Figura 3. Ajuste de curvas de primera lactancia para el régimen mixto de producción por tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.

En el Apéndice 3 se presentan los niveles de significancia de los efectos fijos de modelos de regresión aleatoria con diferente grado del polinomio de Legendre para el régimen alimenticio en pastoreo. Para este régimen, el modelo que presentó los criterios de bondad de ajuste AIC y BIC más bajos, fue el modelo

con el polinomio de Legendre grado 5. En el Apéndice 4 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. Para este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas ($P < 0.01$) y de las 15 covarianzas posibles, cinco fueron significativas ($P < 0.05$). Las correlaciones con el valor absoluto más alto fueron $r_{\alpha_1\alpha_2}$, $r_{\alpha_3\alpha_4}$ y $r_{\alpha_1\alpha_3}$ con valores de 0.50, 0.49 y 0.45, es decir, las correlaciones de los coeficientes de regresión aleatoria fueron en su mayoría bajas.

En la Figura 4 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen en pastoreo por tipo de ordeño. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales; las líneas grises conciernen a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia predichas por el modelo de mejor ajuste. Las curvas de lactancia en el régimen en pastoreo difieren al inicio de la lactancia, en favor del ordeño manual, representando el ajuste con el mejor modelo disponible. Dichas regresiones fijas se obtuvieron del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, y sirvieron para generar las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} Y_{Manual} = & 11.0311_{Manual} - 1.7481_{\bar{x}O} - 0.28345_{\bar{x}E} - 0.051005_{\bar{x}A} \\ & + 0.29073833_{E*A} - 0.01538_{b1} - 4.71 * P_1(x) + 2.932 * P_2(x) \\ & + 2.4392 * P_3(x) + 0.4757 * P_4(x) + 0.1045 * P_5(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_{Mecánica} = & 9.8273_{Mecánica} - 1.7481_{\bar{x}O} - 0.28345_{\bar{x}E} - 0.051005_{\bar{x}A} \\ & + 0.29073833_{E*A} - 0.01538_{b1} - 2.7198 * P_1(x) - 0.226 * P_2(x) \\ & + 1.1809 * P_3(x) + 0.5065 * P_4(x) + 0.3927 * P_5(x) \end{aligned}$$

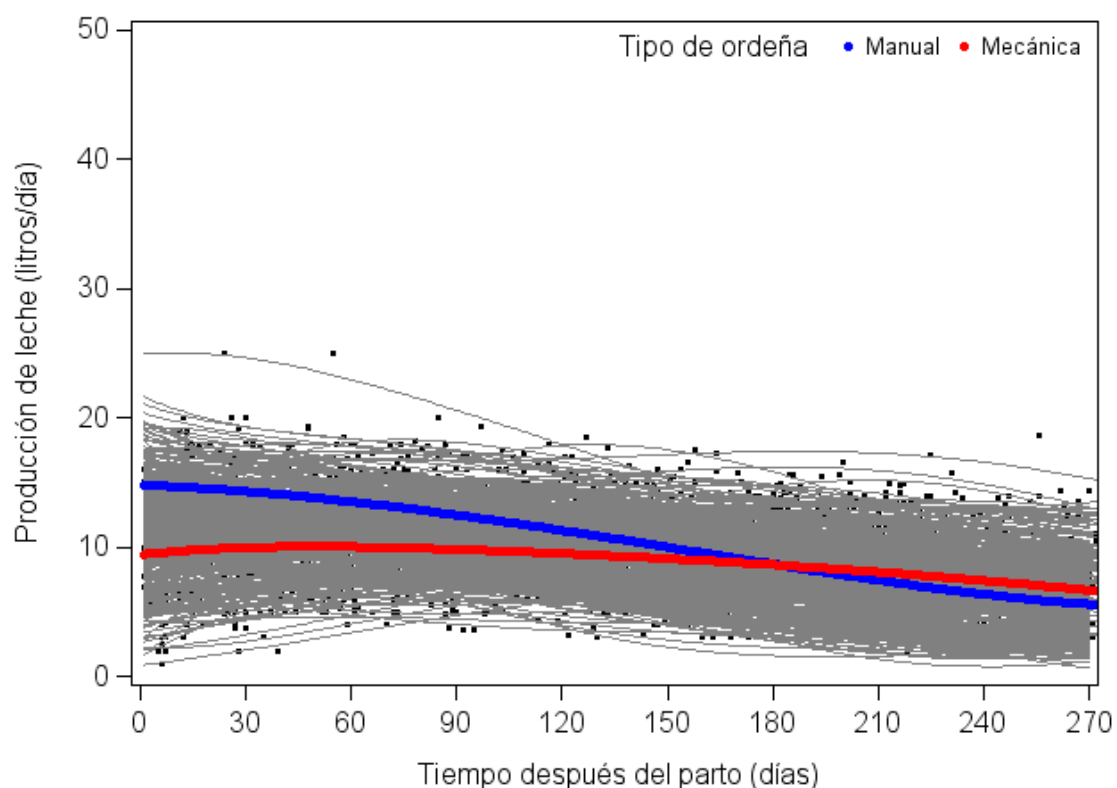


Figura 4. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen alimenticio en pastoreo por tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.

Considerando el tipo de ordeño para los regímenes alimenticios mixto y pastoreo, en la Figura 5 se puede apreciar que para el régimen alimenticio mixto, la producción de leche se mantiene por más tiempo después del parto que para el régimen en pastoreo. Esto puede explicarse porque la alimentación que se ofrece a las vacas en el régimen mixto aporta más nutrientes digestibles, principalmente proteína y energía, que no se cubrirían con el pastoreo. Pulido, Felmer y Hinostroza (2006) mencionan que en praderas de buena calidad, no hay una diferencia en el consumo de materia seca $\text{vaca}^{-1} \text{ día}^{-1}$ entre vacas lecheras en pastoreo y vacas lecheras en pastoreo más seis kilogramos de concentrado suplementado; sin embargo, el suplemento de concentrado reduce el tiempo de pastoreo.

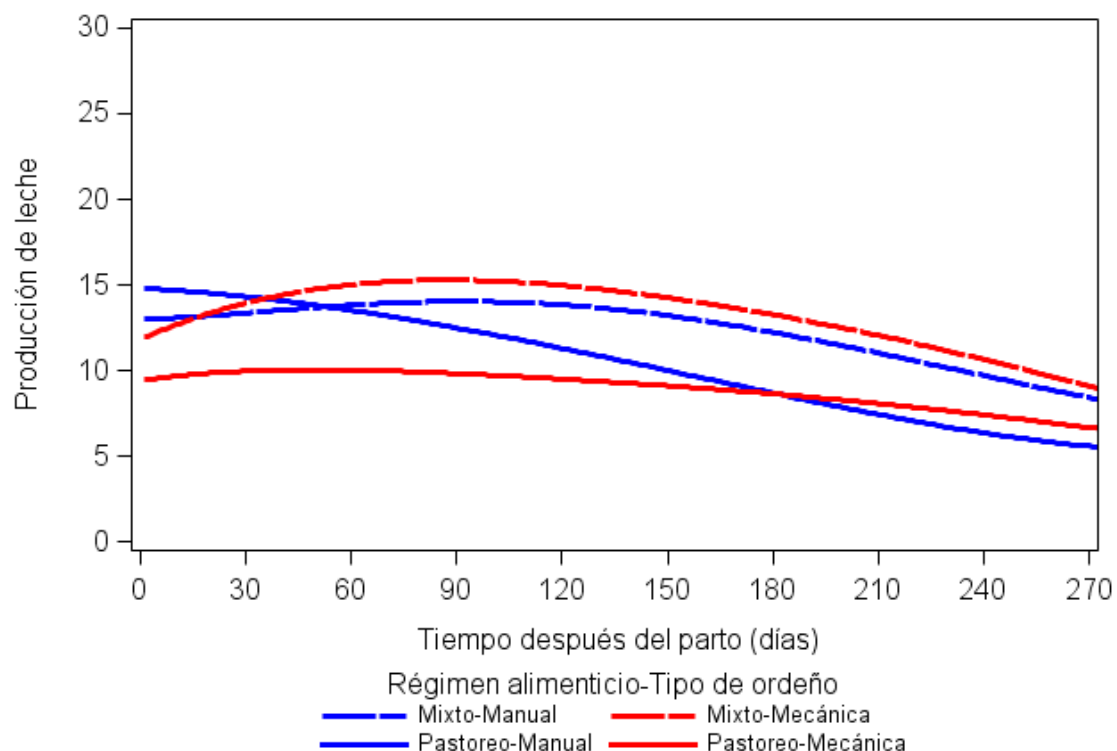


Figura 5. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y tipo de ordeño de bovinos Suizo Americano.

Con la combinación de los efectos fijos de régimen alimenticio y número de ordeños por día, no se pudieron ajustar las curvas de lactancia para el régimen estabulado, ya que sólo hubo un ordeño al día en este régimen alimenticio. En el Apéndice 5 se presentan los niveles de significancia de los efectos fijos de modelos de regresión aleatoria con diferente grado del polinomio de Legendre. Para el régimen alimenticio mixto, el modelo con los valores más bajos para AIC y BIC, fue la combinación de un polinomio fijo de grado cinco con uno aleatorio de grado cuatro. En el Apéndice 6 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. En el caso de este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas ($P < 0.001$) y de las diez covarianzas posibles ocho fueron significativas ($P < 0.05$). Por otro lado, ocho de las diez correlaciones posibles

tuvieron valores menores que 0.25, lo que indica que tienden a cero, y las correlaciones $r_{\alpha_0\alpha_2}$ y $r_{\alpha_1\alpha_4}$ tuvieron valores de -0.59 y 0.52, respectivamente.

En la Figura 6 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen mixto por número de ordeños. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen mixto; las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste. Para las curvas de lactancia en el régimen mixto hubo diferencias por número de ordeños ($P < 0.001$), en favor de dos ordeños al día, representando el ajuste con el mejor modelo disponible. Las ecuaciones para predecir las regresiones fijas, obtenidas del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, fueron:

$$\begin{aligned} Y_{1 \text{ Ordeño}} = & 10.2317_{1 \text{ Ordeño}} - 0.3636_{\bar{x}O} + 0.0931_{\bar{x}E} - 0.23082727_{\bar{x}A} \\ & + 0.15425455_{E*A} - 0.06703_{b1} - 4.3721 * P_1(x) - 2.2428 * P_2(x) \\ & + 2.2543 * P_3(x) + 0.1461 * P_4(x) - 0.3077 * P_5(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_{2 \text{ Ordeños}} = & 12.7713_{2 \text{ Ordeños}} - 0.3636_{\bar{x}O} + 0.0931_{\bar{x}E} - 0.23082727_{\bar{x}A} \\ & + 0.15425455_{E*A} - 0.06703_{b1} - 5.1344 * P_1(x) - 0.8644 * P_2(x) \\ & + 3.2731 * P_3(x) + 0.9913 * P_4(x) + 0.7721 * P_5(x) \end{aligned}$$

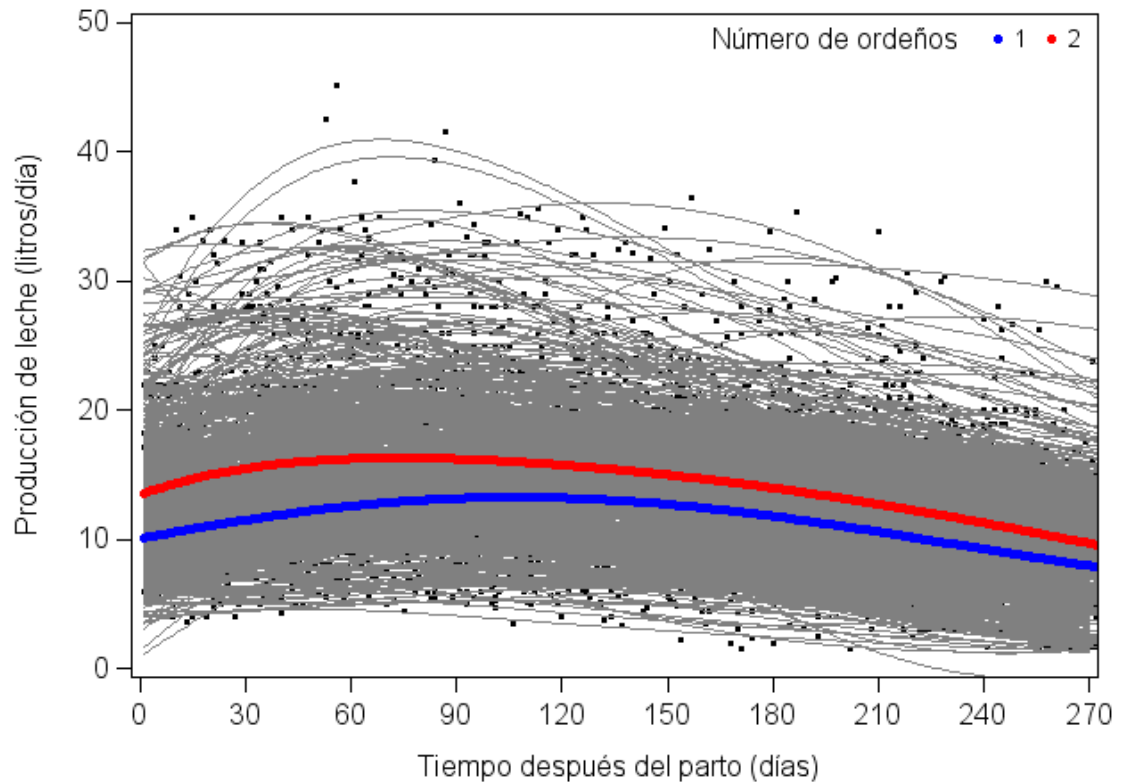


Figura 6. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen mixto de producción por número de ordeños de bovinos Suizo Americano.

En el Apéndice 7 se presentan los niveles de significancia de los efectos fijos de modelos de regresión aleatoria con diferente grado del polinomio de Legendre, para el régimen alimenticio en pastoreo por número de ordeños. El modelo que presentó los criterios de bondad de ajuste AIC y BIC más bajos fue con el polinomio de Legendre de grado 5, tanto para fijo como para aleatorio. En el Apéndice 8 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y de correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. Para este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas y de las 15 covarianzas posibles, seis fueron significativas. Las correlaciones más altas fueron $r_{\alpha_1\alpha_2}$, $r_{\alpha_3\alpha_4}$, $r_{\alpha_0\alpha_3}$ y $r_{\alpha_1\alpha_3}$ con valores absolutos de 0.61, 0.50, 0.33 y 0.33, respectivamente, el resto de correlaciones son menores que 0.29, es decir, las correlaciones tienden a cero.

En la Figura 7 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia del régimen en pastoreo por número de ordeños. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen alimenticio en pastoreo; las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste. Para este régimen hubo diferencias en favor de dos ordeños por día, representando el ajuste con el mejor modelo disponible. Las ecuaciones para predecir las regresiones fijas, obtenidas del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, fueron:

$$\begin{aligned}
 Y_{1 \text{ Ordeño}} = & 6.1248_{1 \text{ Ordeño}} + 0.69855 \bar{x}_O - 0.2999 \bar{x}_E - 0.060065 \bar{x}_A \\
 & + 0.29222333_{E \times A} - 4.4578 * P_1(x) + 1.31 * P_2(x) + 1.7048 * P_3(x) \\
 & + 0.1732 * P_4(x) + 0.003836 * P_5(x)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{2 \text{ Ordeños}} = & 9.8624_{2 \text{ Ordeños}} + 0.69855 \bar{x}_O - 0.2999 \bar{x}_E - 0.060065 \bar{x}_A \\
 & + 0.29222333_{E \times A} - 2.7534 * P_1(x) + 0.05478 * P_2(x) + 0.9953 \\
 & * P_3(x) + 0.4628 * P_4(x) + 0.4284 * P_5(x)
 \end{aligned}$$

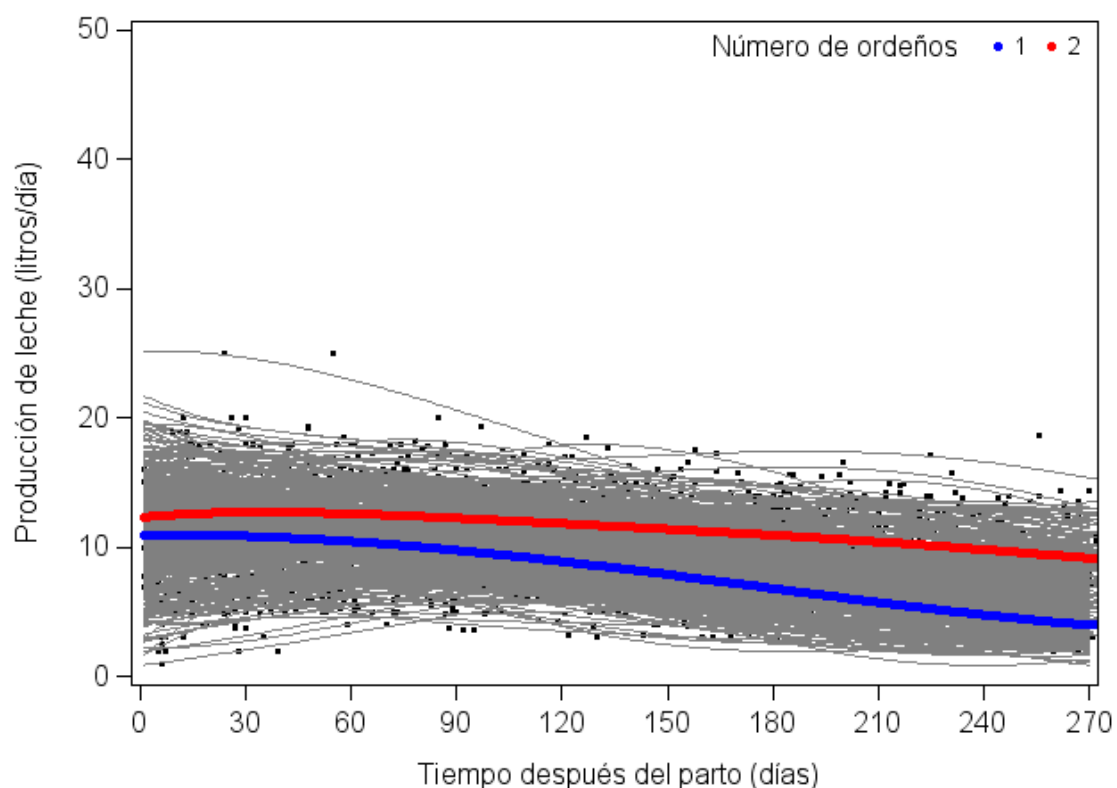


Figura 7. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen en pastoreo por número de ordeños de bovinos Suizo Americano.

Considerando el número de ordeños para los regímenes de alimentación mixto y pastoreo, en la Figura 8 se puede apreciar que las curvas de lactancia de vacas en el régimen mixto son más altas que en pastoreo; además, tanto en pastoreo como en mixto, la producción de leche es mayor cuando se tienen dos que cuando se tiene un ordeño por día. En una recopilación de artículos, Erdman y Varner (1995) informan que al incrementar la frecuencia de ordeño de dos a tres ordeños por día en vacas lecheras, la producción diaria de leche de cada vaca se incrementa en 3.5 kg d^{-1} .

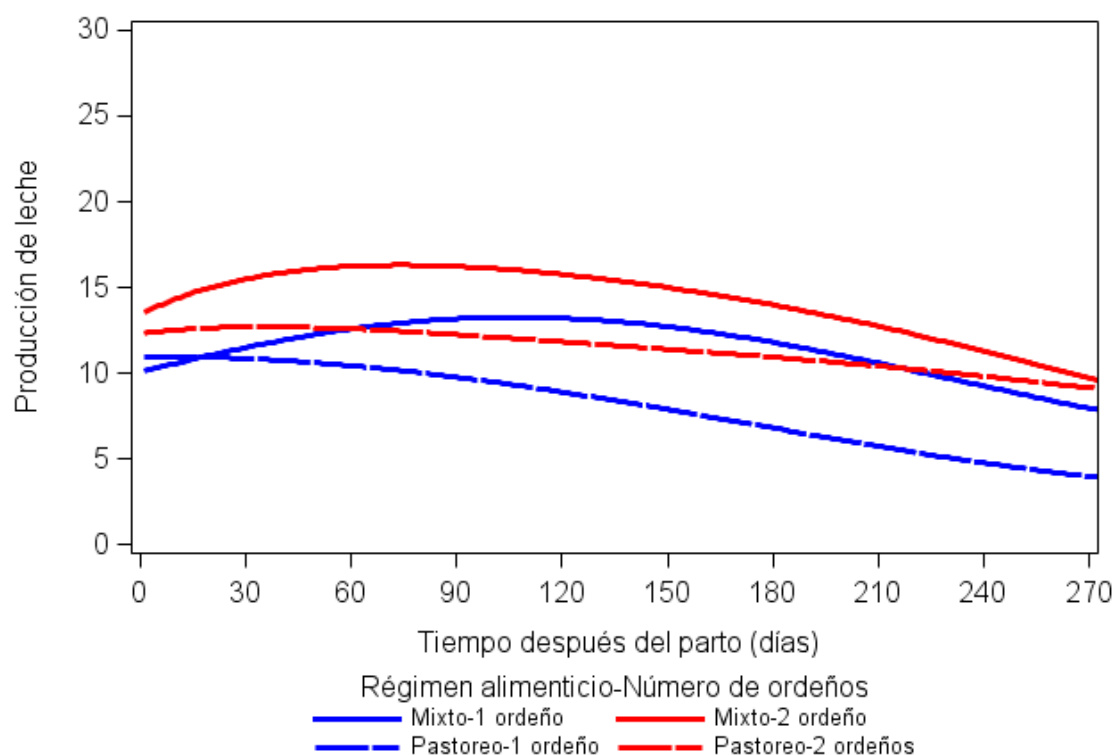


Figura 8. Resumen de curvas de lactancia de mejor ajuste por régimen alimenticio y número de ordeños de bovinos Suizo Americano.

Los efectos fijos de régimen alimenticio y época de parto se combinaron para generar los parámetros que describen las curvas de lactancia por régimen alimenticio, tipo de ordeño, número de ordeños y época de parto. El modelo para ajustar las curvas de lactancia del régimen estabulado, con una combinación de efectos fijos de régimen alimenticio y época de parto, que presentó los criterios de bondad de ajuste AIC y BIC más bajos, fue con el cuarto grado del polinomio de Legendre. En el Apéndice 9 se muestran los niveles de significancia de los efectos fijos del modelo de regresión aleatoria con diferente grado de polinomio que se utilizaron para ajustar las curvas de lactancia en el régimen estabulado. En el Apéndice 10 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. En el caso de este modelo, todas las varianzas fueron significativas y de las diez covarianzas ninguna fue significativa ($P < 0.001$), es decir, que las correlaciones tampoco fueron significativas ($P > 0.05$). De las diez

correlaciones posibles, la correlación $r_{\alpha_1\alpha_4}$ tuvo el valor absoluto más alto con 0.34, por lo que se puede concluir que hay baja correlación entre los coeficientes aleatorios del modelo que se utilizó para ajustar las curvas de lactancia en el régimen estabulado.

En la Figura 9 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen estabulado por época de parto. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen estabulado. Las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste. En este caso las curvas de lactancia en el régimen estabulado fueron ligeramente diferentes, a favor de las vacas que parieron en la época seca, representando el ajuste con el mejor modelo disponible ($P < 0.05$). Las ecuaciones para predecir las regresiones fijas, obtenidas del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, fueron:

$$y_{Lluvias} = 14.3811_{Lluvias} + 6.0233_{\bar{x}A} + 0_{E*A} + 0.153_b - 3.966 * P_1(x) - 5.5973 \\ * P_2(x) + 0.07634 * P_3(x) - 1.4345 * P_4(x)$$

$$y_{Seca} = 14.4429_{Seca} + 6.0233_{\bar{x}A} - 2.4247_{E*A} + 0.153_b - 4.524 * P_1(x) - 7.2321 \\ * P_2(x) - 0.5667 * P_3(x) - 1.4999 * P_4(x)$$

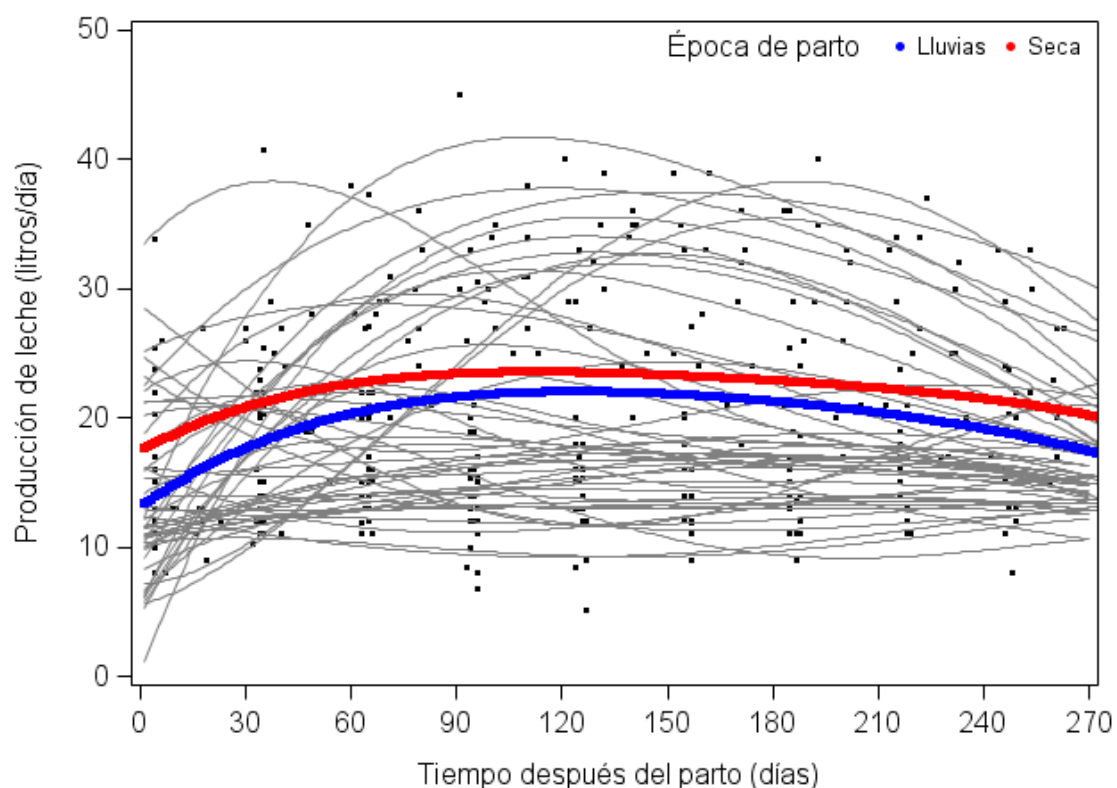


Figura 9. Representación de las curvas de lactancia de mejor ajuste para el régimen estabulado por época de parto de bovinos Suizo Americano.

En el Apéndice 11 se muestran los niveles de significancia de los efectos fijos del modelo de regresión aleatoria con diferente grado de polinomio que se utilizaron para ajustar las curvas de lactancia en el régimen mixto. El modelo que presentó los criterios de bondad de ajuste AIC y BIC más bajos, fue el modelo con el polinomio de Legendre grado 6, tanto para los efectos fijos como para los aleatorios. En el Apéndice 12 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. Para este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas y de las 21 covarianzas posibles, 13 fueron significativas. Las correlaciones con los valores absolutos más altos fueron $r_{\alpha_1\alpha_3}$, $r_{\alpha_0\alpha_2}$, $r_{\alpha_1\alpha_4}$, $r_{\alpha_4\alpha_6}$ y $r_{\alpha_5\alpha_6}$ con valores de 0.55, 0.39, 0.38, 0.34 y 0.34, lo que implica que las correlaciones fueron generalmente bajas.

En la Figura 10 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen mixto por época de parto. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen mixto; las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste. Para este caso particular de curvas de lactancia en el régimen mixto no se detectan diferencias por época de parto. Las ecuaciones para predecir las regresiones fijas, obtenidas del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, fueron:

$$\begin{aligned} Y_{Lluvias} = & 12.07_{Lluvias} + 0.79431818_{\bar{x}A} + 0_{E*A} - 0.09873_{b1} + 0.003126_{b2} \\ & - 5.2176 * P_1(x) - 1.8492 * P_2(x) + 2.2932 * P_3(x) + 0.4867 \\ & * P_4(x) + 0.2204 * P_5(x) + 0.1444 * P_6(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_{Seca} = & 12.1806_{Seca} + 0.79431818_{\bar{x}A} + 0_{E*A} - 0.09873_{b1} + 0.003126_{b2} - 5.5169 \\ & * P_1(x) - 2.128 * P_2(x) + 2.2687 * P_3(x) + 0.2106 * P_4(x) + 0.1314 \\ & * P_5(x) + 0.03455 * P_6(x) \end{aligned}$$

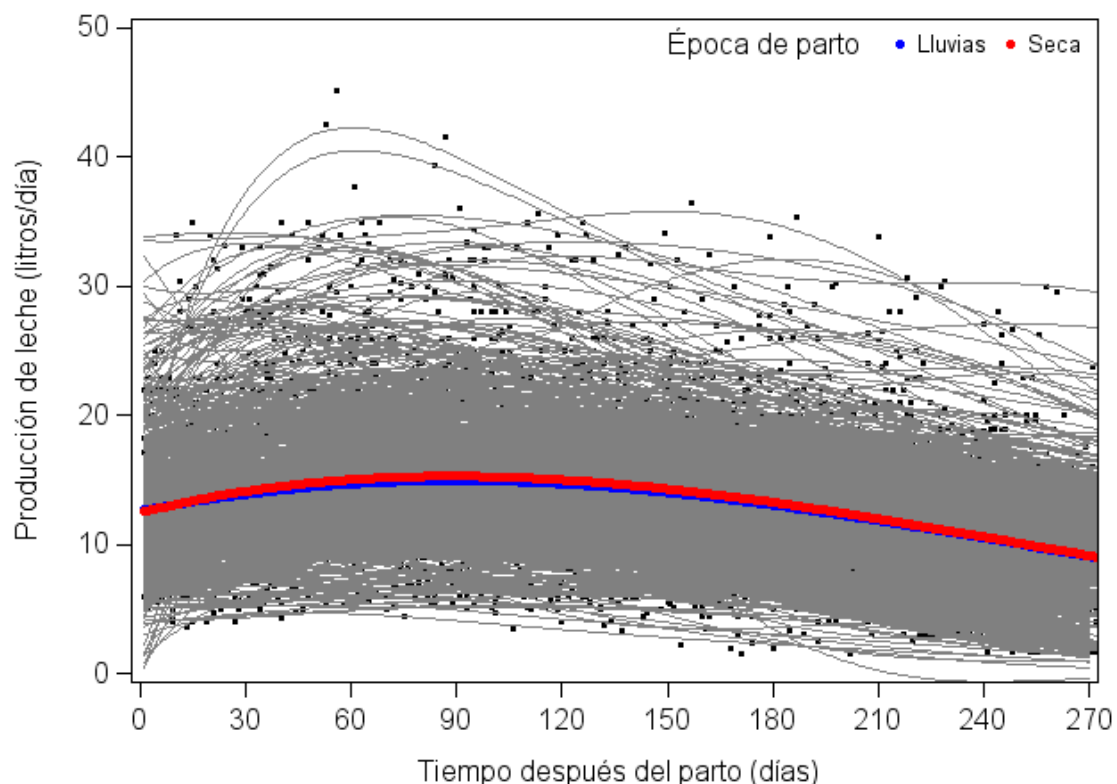


Figura 10. Representación de las curvas de lactancia de mejor ajuste para el régimen mixto por época de parto de bovinos Suizo Americano.

En el Apéndice 13 se muestran los niveles de significancia de los efectos fijos del modelo de regresión aleatoria con diferente grado de polinomio que se utilizaron para ajustar las curvas de lactancia en el régimen en pastoreo. El modelo que presentó los criterios de bondad de ajuste AIC y BIC más bajos, fue el modelo con el polinomio de Legendre de grado 4, tanto para los efectos fijos como para los aleatorios. En el Apéndice 14 se presenta la matriz de varianzas, covarianzas y correlaciones para los coeficientes aleatorios del modelo que mejor ajustó las curvas de lactancia. Para este modelo, todas las varianzas fueron altamente significativas y de las diez covarianzas posibles cinco fueron significativas. Por otro lado, las correlaciones con valores absolutos más altas fueron $r_{\alpha_1\alpha_2}$ y $r_{\alpha_3\alpha_4}$ con 0.68 y 0.52, respectivamente. Con la excepción de estas dos correlaciones, los valores absolutos fueron menores que 0.24.

En la Figura 11 se muestra gráficamente el ajuste de las curvas de lactancia al régimen en pastoreo por época de parto. Los puntos negros representan las producciones de leche observadas de vacas individuales en el régimen en pastoreo; las líneas grises corresponden a las regresiones aleatorias que describen las curvas de lactancia individuales predichas por el modelo de mejor ajuste. Para este caso particular de curvas de lactancia en el régimen en pastoreo no se detectan diferencias por época de parto. Las ecuaciones para predecir las regresiones fijas, obtenidas del vector solución de los efectos fijos en el análisis de varianza, fueron:

$$Y_{Lluvias} = 7.01_{Lluvias} + 0.35673_{\bar{x}A} + 0.82353_{E*A} - 0.06777_b - 4.0314 * P_1(x) \\ + 0.6429 * P_2(x) + 1.3789 * P_3(x) + 0.2635 * P_4(x)$$

$$Y_{Seca} = 8.3571_{Seca} + 0.35673_{\bar{x}A} + 0_{E*A} - 0.06777_b - 2.9157 * P_1(x) + 1.0677 \\ * P_2(x) + 1.2424 * P_3(x) + 0.0522 * P_4(x)$$

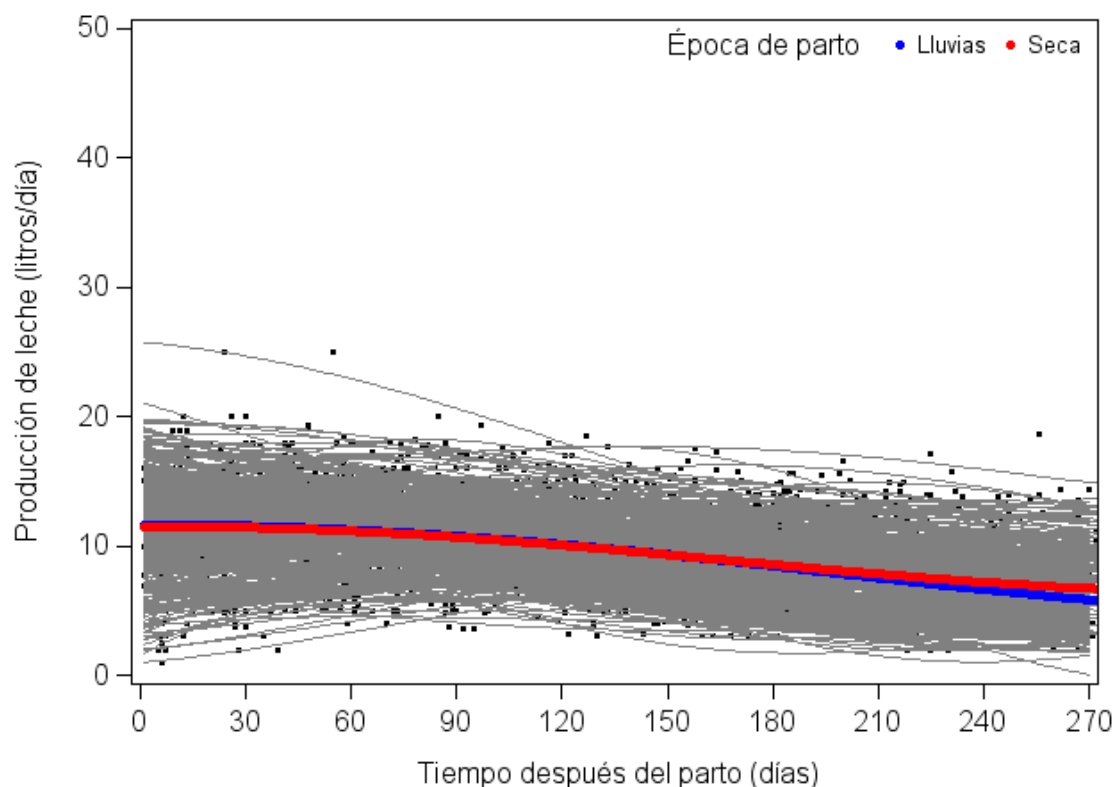


Figura 11. Ajuste de curvas de lactancia para el régimen en pastoreo por época de parto de bovinos Suizo Americano.

3.6 Conclusiones

Los efectos ambientales incluidos en el modelo de regresión aleatoria con uso de polinomios de Legendre, permitieron evaluar adecuadamente las curvas de primera lactancia de vacas Suizo Americano de primer parto. Se detectó variabilidad en las curvas generadas, dependiendo de los efectos ambientales importantes determinados en la modelación de condiciones específicas, lo que sugiere su posible implementación en evaluaciones genéticas futuras para características relacionadas con la curva de la lactancia.

La modelación propuesta permitió detectar diferencias y semejanzas entre las curvas de lactancia bajo diferentes condiciones ambientales de regímenes alimenticios, años y épocas de parto, y tipo y número de ordeños.

3.7 Literatura citada

- Bustacara Medina, C. J. (2010). Evaluación computacional para calcular los polinomios de Legendre de primera clase. *Revista Avances en Sistemas e Informática*, 7(2), 131–137.
- Cañas, J., Cerón-Muñoz, M., & Corrales A., J. (2011). Modelación de curvas de lactancia para producción de leche, grasa y proteína en bovinos Holstein en Antioquia, Colombia. *Revista MVZ Córdoba*, 16(2), 2514–2520. Recuperado a partir de http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0122-02682011000200009&script=sci_arttext&tlng=pt.
- Cobuci, J. A., Euclides, R. F., Lopes, P. S., Costa, C. N., Torres, R. D. A., & Pereira, C. S. (2005). Estimation of genetic parameters for test-day milk yield in Holstein cows using a random regression model. *Genetics and Molecular Biology*, 28(1), 75–83. <https://doi.org/10.1590/S1415-47572005000100013>.
- Cuevas P., R. G. 2010. Variabilidad en valores genéticos para ranchos de bovinos con evaluaciones genéticas nacionales en México. Tesis Profesional. Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, Méx. 58 p.
- DHI. (2017). Persistency of milk production. Recuperado a partir de http://www.agromedia.ca/ADM_Articles/content/DHI_persist.pdf.
- Erdman, R. A., & Varner, M. (1995). Fixed yield responses to increased milking frequency. *Journal of Dairy Science*, 78(5), 1199–1203. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(95\)76738-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(95)76738-8).
- Estrada-León, R. J., Magana, J. G., & Segura-Correa, J. C. (2008). Genetic parameters for reproductive traits of Brown Swiss Cows in the Tropics of Mexico. *Journal of Animal Veterinary Advances*, 7(2), 124–129. Recuperado a partir de <http://docsdrive.com/pdfs/medwelljournals/javaa/2008/124-129.pdf>.
- Ghavi Hossein-Zadeh, N. (2016). Application of growth models to describe the lactation curves for test-day milk production in Holstein cows. *Journal of Applied Animal Research*, 2119(March), 1–7. <https://doi.org/10.1080/09712119.2015.1124336>.
- Gorewit, R. C., Svennersten, K., Butler, W. R., & Uvnäs-Moberg, K. (1992). Endocrine Responses in Cows Milked by Hand and Machine. *Journal of Dairy Science*, 75(2), 443–448. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)77780-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)77780-7).
- Horan, B., Dillon, P., Faverdin, P., Delaby, L., Buckley, F., & Rath, M. (2005). The interaction of strain of Holstein-Friesian cows and pasture-based feed systems on milk yield, body weight, and body condition score. *Journal of Dairy Science*, 88(3), 1231–1243. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72790-9](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72790-9).
- Jeretina, J., Babnik, D., & Škorjanc, D. (2013). Modeling lactation curve standards for test-day milk yield in holstein, Brown Swiss and simmental cows. *Journal of Animal and Plant Sciences*, 23(3), 754–762.

- Kendrick, J. F. (1940). *The cow tester's manual* (Miscellane). Wasington, D .C., USA.: U.S. Department of Agriculture.
- Macciotta, N. P. P., Miglior, F., Dimauro, C., & Schaeffer, L. R. (2010). Comparison of parametric, orthogonal, and spline functions to model individual lactation curves for milk yield in Canadian Holsteins. *Italian Journal of Animal Science*, 9(4), 460–464. <https://doi.org/10.4081/ijas.2010.e87>.
- Macciotta, N. P. P., Vicario, D., Di Mauro, C., & Cappio-Borlino, A. (2004). A multivariate approach to modeling shapes of individual lactation curves in cattle. *Journal of Dairy Science*, 87(4), 1092–1098. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(04\)73255-5](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(04)73255-5).
- Núñez D., R., Ramírez V., R., Ruíz F., A., & Domínguez V., J. 2004. Resumen de evaluaciones genéticas para ganado Suizo Americano 2004. Boletín Técnico. Chapingo, Méx. 25 p.
- Otwinowska-Mindur, A., & Ptak, E. (2016). Factors affecting the shape of lactation curves in Polish Holstein-Friesian cows. *Animal Science Papers, & Reports*, 34(4), 373–386. Recuperado a partir de <http://web.a.ebscohost.com/abstract?direct=true&profile=ehost&scope=site&authtype=crawler&jrnl=08604037&AN=118664444&h=z%2BcNICV1vtEqMh8M8hqG49GbaLd1wqoUfrGk2%2FgZYfwhxpSM3gx4RejbTV9Ku5C2a7KUEUwjRSiC0y6Hn2Odxg%3D%3D&crl=c&resultNs=AdminWebAuth&resultLocal>.
- Patton, J., Kenny, D. A., Mee, J. F., O'Mara, F. P., Wathes, D. C., Cook, M., & Murphy, J. J. (2006). Effect of milking frequency and diet on milk production, energy balance, and reproduction in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 89(5), 1478–1487. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72215-9](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72215-9).
- Pollott, G. E. (2000). A biological approach to lactation curve analysis for milk yield. *Journal of Dairy Science*, 83(11), 2448–2458. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)75136-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)75136-8).
- Prakash, V., Gupta, A. K., Gupta, A., & Gandhi, R. S. (2016). Lactation curve modelling using Legendre polynomial in Sahiwal cattle. *Indian Journal of Animal Science*, 4, 485–488.
- Pulido, R. G., Felmer, E., & Hinostroza, A. (2006). Efecto del tipo de carbohidrato en el concentrado sobre el consumo de alimento de vacas lecheras en pastoreo. *Archivos de Medicina Veterinaria*, 33(2), 123–128.
- Ramírez C., O. Y. (2017). Caracterización de curvas de lactancia para producción y componentes de leche en bovinos Jersey. Tesis de Maestría en Ciencias. Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, Méx. 53 p.
- Ray, D. E., Halbach, T. J., & Armstrong, D. V. (1992). Season and lactation number effects on milk production and reproduction of dairy cattle in Arizona. *Journal of Dairy Science*, 75(11), 2976–2983. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(92\)78061-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(92)78061-8).
- Roche, J. R., Berry, D. P., & Kolver, E. S. (2006). Holstein-Friesian strain and feed

- effects on milk production, body weight, and body condition score profiles in grazing dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 89(9), 3532–3543. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72393-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72393-1).
- Rodriguez Z., L., Ara G., M., Huamán U., H., & Echevarría C., L. (2005). Revista de investigaciones veterinarias del Perú : RIVEP. *Revista de Investigaciones Veterinarias del Perú*, 16(1), 01–12. Recuperado a partir de http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1609-91172005000100001.
- Santellano-Estrada, E., Becerril-Pérez, C. M., Mei-Chang, Y., Gianola, D., Torres-Hernández, G., Ramírez-Valverde, R., ... Rosendo-Ponce, A. (2011). Caracterización de la lactancia y evaluación genética del ganado criollo lechero tropical utilizando un modelo de regresión aleatoria. *Agrociencia*, 45(2), 165–175.
- SAS (Statistical Analysis System). (2016) SAS Institute Inc. SAS® 9.4 User's Guide Cary, NC: SAS Institute Inc. Cary, N.C., USA.
- Sargent, F. D., Lytton, V. H., & Wall, O. G. J. (1968). Test interval method of calculating dairy herd improvement association records. *Journal of Dairy Science*, 51(1), 170–179. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(68\)86943-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(68)86943-7).
- Swalve, H. H. (2000). Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. *Journal of Dairy Science*, 83(5), 1115–1124. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)74977-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)74977-0).
- Veerkamp, R. F., Simm, G., & Oldham, J. D. (1994). Effects of interaction between genotype and feeding system on milk production, feed intake, efficiency and body tissue mobilization in dairy cows. *Livestock Production Science*, 39(3), 229–241. [https://doi.org/10.1016/0301-6226\(94\)90202-X](https://doi.org/10.1016/0301-6226(94)90202-X).

3.8 Apéndices

Apéndice 1. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre, para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto en combinación con el tipo de ordeño.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	5:5	6:3	6:4	6:5	6:6
Edad al parto, lineal	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Tipo de ordeña (T)	0.0001	0.2073	<.0001	0.0001	0.0049
No. ordeños (O)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Época de parto (E)	0.0437	0.0129	0.0481	0.0443	0.0286
Año de parto (A)	0.0132	0.0533	0.0288	0.0136	0.014
E*A	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₁ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₃ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *T	0.0357	0.0076	<.0001	0.0223	0.0491
P ₅ *T	<.0001	0.4848	<.0001	0.0003	0.001
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	38429	38788	38397	38431	38710
BIC	38537	38842	38476	38539	38852

¹P₁,..., P₅: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 5.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 2. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo una combinación de polinomios de Legendre fijo y aleatorio de grado 6 y 4 respectivamente, para el régimen mixto de producción por tipo de ordeño.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
α_0	10.1429^{***}	-2.6827 ^{***}	-5.3473 ^{***}	0.4026	-0.3258
α_1	-0.2296	13.4653^{***}	-2.3052 ^{***}	-1.3983 [*]	5.0749 [*]
α_2	-0.6488	-0.2428	6.6962^{***}	-1.3393 [*]	-1.8581 [*]
α_3	0.04145	-0.1249	-0.1697	9.3048^{***}	1.9321 [*]
α_4	-0.03852	0.5207	-0.2704	0.2385	7.0542^{***}

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 3. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por tipo de ordeño.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	4:4	5:5	6:4	6:5	6:6
Tipo de ordeña (T)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
No. ordeños	0.001	<.0001	0.001	<.0001	0.0001
Época de parto (E)	0.9949	0.9431	0.955	0.9177	0.8808
Año de parto (A)	0.0522	0.0495	0.0685	0.0544	0.0399
E*A	0.0096	0.0041	0.0085	0.0044	0.0052
P ₁ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₃ *T	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *T	0.659	0.0438	0.1869	0.2649	0.2034
P ₅ *T		0.0501	0.1617	0.1163	0.1131
P ₆ *T			0.3852	0.2969	0.1956
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	12964	12936	12960	12938	12993
BIC	13031	13027	13026	13029	13113

¹P₁,..., P₆: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 6.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 4. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 5 para el régimen en pastoreo por tipo de ordeño.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
α_0	3.063***	-0.2781	-0.1692	1.2164**	0.724	0.1683
α_1	-0.09877	2.5873***	-1.9419***	-1.4976**	0.1841	-0.1263
α_2	-0.04031	-0.5036	5.7476***	-0.353	-0.271	-0.7595
α_3	0.3334	-0.4466	-0.07063	4.3458***	2.2117*	-0.3758
α_4	0.1928	0.05335	-0.05269	0.4945	4.6028***	0.7868***
α_5	0.06602	-0.05389	-0.2175	-0.1238	0.2518	2.1215***

*=P<0.05; **=P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 5. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto por número de ordeños.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	3:3	4:4	5:3	5:4	5:5
Edad al parto, lineal	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
No. ordeños (O)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Tipo de ordeña	0.2201	0.0237	0.1701	0.0106	0.0052
Época de parto (E)	0.0106	0.0252	0.0098	0.0305	0.0253
Año de parto (A)	0.0512	0.0584	0.0396	0.0406	0.0146
E*A	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₁ *O	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *O	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₃ *O	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *O		0.0047	0.1455	<.0001	0.117
P ₅ *O			0.0011	<.0001	<.0001
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	38805	38405	38781	38372	38390
BIC	38805	38405	38781	38372	38390

¹P₁,..., P₅: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 5.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 6. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo una combinación de polinomios de Legendre fijo y aleatorio de grado 5 y 4 respectivamente, para el régimen alimenticio mixto por número de ordeños.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
α_0	10.2467***	-2.5674***	-5.0661***	0.6087	-0.04101
α_1	-0.2242	12.7977***	-2.1469***	-1.7586**	5.0453***
α_2	-0.5949	-0.2256	7.0776***	-1.1574*	-1.3806**
α_3	0.06258	-0.1618	-0.1432	9.2322***	2.0082***
α_4	-0.00473	0.5202	-0.1914	0.2438	7.3507***

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 7. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por número de ordeños.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	4:4	5:5	6:4	6:5	6:6
No. ordeños (O)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Tipo de ordeña	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Época de parto (E)	0.9551	0.9402	0.8852	0.9638	0.98
Año de parto (A)	0.05	0.0677	0.0633	0.0683	0.0397
E*A	0.0055	0.0029	0.0047	0.0031	0.0039
P ₁ *O	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *O	0.0003	<.0001	<.0001	0.0002	0.0008
P ₃ *O	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *O	0.8756	0.246	0.1502	0.4293	0.1607
P ₅ *O		0.1807	0.1823	0.1244	0.1869
P ₆ *O			0.925	0.4361	0.4787
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	13065	13035	13064	13038	13086
BIC	13132	13126	13130	13130	13207

¹P₁,..., P₆: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 6.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 8. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 5 para el régimen en pastoreo por número de ordeños.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5
α_0	2.9127***	-0.2848	-0.2974	1.2245**	0.7832*	0.1769
α_1	-0.08682	3.695***	-2.8964***	-1.3694*	0.5236	0.1211
α_2	-0.07079	-0.6122	6.0579***	-0.5552	-0.5499	-0.7825
α_3	0.3334	-0.3311	-0.1048	4.6298***	2.3431**	-0.2629
α_4	0.2106	0.125	-0.1025	0.4997	4.7492***	0.9279***
α_5	0.0695	0.04226	-0.2132	-0.08194	0.2856	2.2234***

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 9. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de modelos de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio estabulado por época de parto.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	1:1	2:2	3:3	4:4	5:5
Edad al parto, lineal	0.0043	0.0083	0.0223	0.0131	0.0155
Época de parto (E)	0.0162	0.041	0.0275	0.0181	0.0993
Año de parto (A)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
E*A	0.0087	0.007	0.0086	0.021	0.0095
P ₁ *E	0.0631	0.0002	<.0001	<.0001	0.0005
P ₂ *E		<.0001	<.0001	<.0001	0.0003
P ₃ *E			0.1641	0.8144	0.0396
P ₄ *E				0.0284	0.8112
P ₅ *E					0.036
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	2743	2380	2300	2272	2317
BIC	2750	2393	2321	2302	2362

¹P₁,..., P₅: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 5.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 10. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 4 para el régimen estabulado por época de parto.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
α_0	11.466***	-1.2688	1.4252	-2.6877	-2.2865
α_1	-0.07541	24.6889***	9.7685	-5.6628	5.3933
α_2	0.05855	0.2735	51.6695***	-12.0564	-7.6241
α_3	-0.1848	-0.2653	-0.3905	18.4474**	1.0886
α_4	-0.2114	0.3399	-0.3321	0.07936	10.2005**

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 11. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio mixto por época de parto.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	5:5	6:6	7:5	7:6	7:7
Edad al parto, lineal	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Edad al parto, cuadrática	0.0472	0.0231	0.0303	0.0239	0.0381
Época de parto (E)	0.0018	0.0157	0.0161	0.0255	0.0477
Año de parto (A)	0.0003	0.0005	0.0004	0.0007	<.0001
E*A	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₁ *E	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *E	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₃ *E	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *E	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₅ *E	0.0041	0.0601	0.4006	0.7418	0.001
P ₆ *E	0.1337	0.3402	0.9886	0.4748	<.0001
P ₇ *E		0.7023	0.6796	0.7079	0.005
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	38482	38388	38473	38384	38437
BIC	38590	38530	38581	38526	38619

¹P₁,..., P₇: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 7.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 12. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 6 para el régimen mixto por época de parto.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6
α_0	11.9193***	-3.2213***	-4.1889***	0.8363	-0.2583	0.1404	0.09519
α_1	-0.2808	11.045***	-2.6422***	-4.5779***	2.5105***	-1.9131***	-0.4281
α_2	-0.399	-0.2615	9.2463***	-1.4593**	-2.6757***	0.3997	0.5029
α_3	0.09639	-0.5481	-0.191	6.3149***	-1.4612***	0.1833	0.8398*
α_4	-0.03834	0.3871	-0.451	-0.298	3.8073***	-0.9225*	1.5301**
α_5	0.0209	-0.2959	0.06757	0.0375	-0.243	3.7849***	1.5391***
α_6	0.01206	-0.05635	0.07235	0.1462	0.343	0.3461	5.2264***

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001

Apéndice 13. Criterios de bondad de ajuste y nivel de significancia (probabilidad) de los efectos fijos de un modelo de regresión aleatoria conteniendo diferentes grados de un polinomio de Legendre para la modelación de curvas de lactancia de vacas Suizo Americano manejadas en un régimen alimenticio en pastoreo por época de parto.

Variable ¹	Grado del polinomio (fijo:aleatorio)				
	1:1	2:2	3:3	4:4	5:5
Edad al parto, lineal	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Época de parto (E)	0.177	0.08	0.0698	0.0506	0.0161
Año de parto (A)	0.0025	<.0001	0.0011	0.0003	0.0011
E*A	0.0039	0.0095	0.0015	0.0025	0.0019
P ₁ *E	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
P ₂ *E		<.0001	0.2894	0.0019	0.0351
P ₃ *E			<.0001	<.0001	<.0001
P ₄ *E				0.4716	0.511
P ₅ *E					0.4409
<i>Criterios de bondad de ajuste²</i>					
AIC	14477	13694	13324	13245	13367
BIC	14493	13723	13370	13312	13459

¹P₁,..., P₅: variables indicadoras para denominar a los polinomios de Legendre de grado 1 hasta grado 5.

²AIC=criterio de Información de Akaike; BIC=criterio de Información Bayesiano.

Apéndice 14. Matriz de varianzas (en la diagonal), covarianzas (encima de la diagonal) y correlaciones (debajo de la diagonal) de los coeficientes aleatorios del modelo de mejor ajuste conteniendo un polinomio de Legendre de grado 4 para el régimen en pastoreo por época de parto.

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4
α_0	4.019***	-0.7485*	-0.7096	0.3437	-0.182
α_1	-0.2163	2.9797***	-3.2171***	-1.1381*	-0.4413
α_2	-0.1294	-0.6815	7.4779***	1.2893	-1.3259*
α_3	0.05922	-0.2278	0.1629	8.3786***	3.0709***
α_4	-0.04483	-0.1263	-0.2394	0.5239	4.1007***

*=P<0.05; ** =P<0.01; ***=P<0.001