



Universidad Nacional de Córdoba
Facultad de Ciencias Agropecuarias
Escuela para Graduados



INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN RODEOS LECHEROS

Ing. Agr. Mónica B. Piccardi

Tesis

**Para optar al Grado Académico de
Doctora en Ciencias Agropecuarias**

Junio, 2014

INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN RODEOS LECHEROS

Mónica Belén Piccardi

Comisión Asesora de Tesis

Director: Méd. Vet. (PhD) Gabriel Bó

Asesores: Ing. Agr. (PhD) Mónica Balzarini

Ing. Agr. (PhD) Raúl Macchiavelli

Tribunal Examinador de Tesis

Ing. Agr. (PhD) Mónica Balzarini

.....

Méd. Vet. (PhD) Rodolfo Luzbel de la Sota

.....

Bióloga (Dra.) Mariana Caccia

.....

Presentación formal académica

Junio 2014

Facultad de Ciencias Agropecuarias

Universidad Nacional de Córdoba

*Especialmente a mi Papá,
quien sin querer me indicó el camino.
A mi marido Gerardo y a mi hijo, Ignacio.*

AGRADECIMIENTOS

Esta tesis ha sido posible gracias a numerosas personas e instituciones que me han brindado su apoyo a lo largo de los últimos años.

En primer lugar quisiera agradecer a mi director, Dr. Gabriel Bó y a mi co-directora de tesis, Dra. Mónica Balzarini por su incansable dedicación y apoyo al compartir su tiempo y sabiduría durante el desarrollo del presente trabajo. Por brindarme generosamente la oportunidad de recurrir a su capacidad y experiencia científica lo cual me permitió crecer tanto profesional como personalmente.

A los profesores Julio Di Rienzo, Cecilia Bruno, Laura González y Margot Tablada de la Cátedra de Estadística y Biometría por estar siempre disponibles para atender mis consultas, por sus consejos y su paciencia. A mis compañeros y amigos becarios por su ánimo y compañía.

Al Dr. Raúl Macchiavelli y al Dr. Victor Cabrera por su atención, estímulo y colaboración.

A Ariel Capiteine Funes quien me facilitó los datos para utilizarlos en este trabajo, además de brindarme su tiempo, su experiencia y sus conocimientos.

A la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Córdoba por brindar un espacio de trabajo.

Al Consejo de Investigación Científica y Tecnológica por permitir llevar a cabo este trabajo de investigación a través del otorgamiento de la beca.

Agradezco a los miembros del Comité Evaluador por aceptar gentilmente formar parte del Tribunal Examinador y por dedicar su valioso tiempo a la revisión de este trabajo.

A mi familia, especialmente a mi mamá y a mis hermanas, por ser el pilar que me sostiene todos los días y por permitirme recorrer este camino libremente acompañándome en todo momento.

A mis amigos, incondicionales por su aliento y paciencia.

A todos MUCHAS GRACIAS.

RESUMEN

Este trabajo trata el problema de caracterizar y reflejar la eficiencia productiva y reproductiva de rodeos lecheros a partir de indicadores construidos desde datos del monitoreo y seguimiento que se realiza rutinariamente en los tambos. Se aplica regresión logística, regresión de riesgos proporcionales de Cox y curvas de sobrevida para derivar los indicadores reproductivos preñez acumulada a los 100 días de lactancia y días vacíos en un contexto de múltiples fuentes de variación. El nivel productivo, la estación de parto, el número de lactancia y el tipo de servicio empleado afectaron significativamente las chances y riesgos de preñez. Además, se evaluaron modelos no-lineales mixtos alternativos para ajustar curvas de lactancia y derivar indicadores de eficiencia productiva como días al pico de lactancia y litros al pico. Los indicadores obtenidos para tambos de la zona de Córdoba y Santa Fé, se utilizaron como variables de ingreso en un modelo bioeconómico orientado a estimar el costo reproductivo por vaca bajo diferentes sistemas de manejo de los tambos. Se encontró que la diferencia en el costo reproductivo por vaca por año en un tambo con una producción promedio de 25 litros/vaca y una tasa de preñez promedio anual del 18 %, versus un tambo con el mismo desempeño productivo, pero con una tasa de preñez anual del 13 % fue de un monto equivalente a 105 litros de leche y el tambo de menor desempeño reproductivo, perdió de ganar un monto equivalente a 280 litros de leche por vaca por año. Los procedimientos para derivar indicadores de eficiencia también fueron usados en rodeos comerciales de la misma zona para la comparación de razas (Holstein Pura y la cruce Sueca Roja & Blanca/Holstein) y de tratamientos para metritis puerperal. Las cruces tuvieron un desempeño reproductivo superior expresado por 30 días vacíos menos que las Holstein puras. Por otra parte, las vacas diagnosticadas con metritis no tratadas tuvieron un retardo de 23 días vacíos para lograr el mismo porcentaje de animales preñados que el resto de los grupos. Finalmente, se elaboró un protocolo incluyendo las estimaciones y cálculos necesarios para derivar de manera sistemática indicadores de eficiencia productiva y reproductiva en establecimientos lecheros.

Palabras clave: curvas de lactancia, curvas de sobrevida, modelo bioeconómico, modelos no lineales mixtos.

ABSTRACT

This thesis addresses the problem of characterizing and reflecting the productive and reproductive efficiency of dairies based on the derivation of indicators using the records obtained from regular monitoring and follow-up conducted in dairy herds. Logistic regression, cox proportional hazard regression, and survival curves techniques are applied to derive the reproductive indicator *accumulated pregnancy at 100 days in milk and days open*, in the context of multiple sources of variation. Milk yield level, calving season, lactation number, and type of service were determinant factors influencing pregnancy probabilities. Furthermore, alternative non-linear mixed models were evaluated to adjust lactation curves and to derive productive efficiency indicators, such as *peak day* and *peak milk yield*. The obtained indicators for dairies in the region of Cordoba and Santa Fe were used as inputs in a bioeconomical model to estimate the reproductive cost per cow in different types of dairies. It was found that the difference in breeding cost per cow per year on a dairy farm with an average production of 25 liters/ cow and 18 % of average annual pregnancy rate, versus a dairy farm with the same productive performance, but with a rate of annual pregnancy rate of 13 %, was equal to 105 milk liters. As a consequence, the dairy with the lower dairy reproductive performance was less profitable in 280 milk litres per cow per year according to the final net return therefore becoming an inefficient system in the use of resources. The methods to derive efficiency indicators were also used in commercial dairies to compare breeds (Swedish red & white x Holstein) and puerperal metritis treatments. Crossbred was superior to pure Holstein breed in terms of reproductive performance expressed as less than 30 days open. Moreover, untreated cows diagnosed with metritis had a delay of 23 days open to achieve the same pregnancy rate as the rest of the cows. Finally, a working protocol was proposed to derive productive and reproductive efficiency indicators in a more systematic manner to help monitor management practices.

Key words: lactation curves, survival curves, bioeconomic model, no lineal mixed models.

TABLA DE CONTENIDOS

CAPÍTULO I INTRODUCCIÓN GENERAL	1
PRODUCCIÓN DE LECHE EN LA ARGENTINA.....	2
INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA.....	3
HERRAMIENTAS ESTADÍSTICAS	6
OBJETIVO GENERAL.....	9
OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	9
HIPÓTESIS	10
BIBLIOGRAFÍA CITADA	11
CAPÍTULO II INDICADORES DE EFICIENCIA REPRODUCTIVA Y FUENTES DE VARIACIÓN	14
INTRODUCCIÓN	15
MATERIALES Y MÉTODOS	18
Datos	18
Procedimientos de Análisis.....	19
RESULTADOS Y DISCUSIÓN	21
Comportamiento de los indicadores reproductivos según fuentes de variación.	23
BIBLIOGRAFÍA CITADA	36
CAPÍTULO III ESTIMACIÓN DE CURVAS DE LACTANCIA E INDICADOES PRODUCTIVOS	39
INTRODUCCIÓN	40
MATERIALES Y MÉTODOS	42
Datos	42
Modelos No Lineales Ajustados	43
Criterios de Comparación	46
RESULTADOS Y DISCUSIÓN	47
Curvas de lactancia observadas.....	47
Curvas de Lactancia Ajustadas	50
CONCLUSIONES	56
BIBLIOGRAFÍA CITADA	57

CAPÍTULO IV MODELO BIOECONÓMICO BASADO EN INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA.....	59
MATERIALES Y MÉTODOS	63
Datos	63
Estimación de probabilidades para alimentar el modelo.....	63
Estimación de indicadores productivos.....	64
Especificación de valores económicos.....	65
RESULTADOS Y DISCUSIÓN	68
Probabilidades de Preñez	68
Probabilidad de Descarte.....	70
Probabilidad de Aborto	73
Curvas de Lactancia	74
Resultados del Modelo bioeconómico	77
CONCLUSIÓN.....	78
BIBLIOGRAFÍA CITADA	79
CAPÍTULO V IMPLEMENTACIÓN DE INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN RODEOS LECHEROS. SU USO EN LA COMPARACIÓN DE RAZAS	82
INTRODUCCIÓN.....	83
MATERIALES Y MÉTODOS	85
Datos	85
Construcción de Indicadores	86
RESULTADOS Y DISCUSIÓN	88
CONCLUSIONES	100
BIBLIOGRAFÍA CITADA	101
CAPÍTULO VI INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN LA EVALUACIÓN DEL TRATAMIENTO DE LA METRITIS.....	105
INTRODUCCIÓN.....	106
MATERIALES Y MÉTODOS	107
Datos	107
Construcción de Indicadores	109
RESULTADOS Y DISCUSIÓN	110
Tasa de Concepción al Primer y Segundo Servicio	111

Días Vacíos	113
CONCLUSIONES	120
BIBLIOGRAFÍA CITADA	121
CONCLUSIONES	123
ANEXO I PROTOCOLO PARA OBTENER INDICADORES NECESARIOS PARA CORRER UN MODELO BIOECONÓMICO	126
Primer paso	127
Segundo Paso	128
Tercer paso	128
Cuarto paso	130
Quinto paso	131
Sexto paso	131
Séptimo paso	132
ANEXO II TABLAS DE VIDA ESTIMADAS	133

LISTA DE TABLAS

Tabla 2.1. Producción de litros de leche totales producidos por lactancia (l/lactancia), número de servicios por lactancia y días a primer servicio para cada factor: nivel productivo, número de lactancia, estación de parto, tipo de servicio y la interacción entre nivel productivo y tipo de servicio de 162.116 lactancias de 291 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba.....	22
Tabla 2.2. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor de la regresión logística múltiple para el indicador TP acumulada a los 100 días en lactancia.....	23
Tabla 2.3. Parámetros estimados de la regresión para las variables explicativas del modelo de regresión logística múltiple para el indicador tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia.	24
Tabla 2.4. Razón de chances (OR) e intervalo de confianza al 95% (LI: límite Inferior y LS: límite superior) para comparaciones entre las clases de nivel productivo, estación del parto, número de lactancia y tipo de servicio para especificar su efecto sobre el indicador tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia.....	25
Tabla 2.5. Parámetros estimados del modelo de riesgos proporcionales y la prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para en nivel productivo, número de lactancia, estación de parto, tipo de servicio y la interacción entre el nivel productivo y el tipo de servicio de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba para el indicador días vacíos	25
Tabla 2.6. Razones de riesgo (HR) e intervalo de confianza al 95% para comparaciones entre las clases de nivel productivo, número de lactancia, estación de parto y tipo de servicio de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba para el indicador días vacíos.....	26
Tabla 3.1. Estimaciones de parámetros y criterios de bondad de ajuste para tres modelos de curvas de lactancia como modelo de efectos fijos y como modelo mixto con efecto aleatorio asociado al parámetro a . Vacas de primer parto de épocas frescas.	52
Tabla 3.2. Estimaciones de parámetros y criterios de bondad de ajuste para tres modelos de curvas de lactancia como modelo de efectos fijos y como modelo mixto con efecto aleatorio asociado al parámetro a . Vacas de tercer parto de épocas frescas.....	55
Tabla 4.1. Valores de mercado para la situación económica Argentina del mes de octubre del año 2011.....	66
Tabla 4.2. Parámetros para el cálculo del costo de la alimentación (\$/kg. MS promedio) 67	

Tabla 4.3. Estimación de los porcentajes de mortalidad en promedio para cada tipo de tambo para todas las lactancias.	71
Tabla 4.4. Indicadores de eficiencia productiva derivados de los parámetros estimados a través del modelo de MilkBot para las primeras tres lactancias y tipos de tambos.	76
Tabla 4.5. Costos e ingresos por vaca por año (\$AR/vaca por año) para cada tipo de tambo.	77
Tabla 5.1. Producción de leche litros/día/vaca, días a primer servicio y número de servicios por preñez para la raza Holstein pura y para la cruce Holstein/SRB particionado por la categoría del animal.	89
Tabla 5.2. Producción de leche (l/d/vaca), días a primer servicio y número de servicios por preñez lograda para la raza Holstein pura y para la cruce Holstein/SRB particionado por la estación de parto.	90
Tabla 5.3. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor analizado en la regresión de riesgos proporcionales de Cox.	90
Tabla 5.4. Parámetros estimados de la regresión para las variables explicativas del modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox.	91
Tabla 5.5. Razón de riesgo o Hazard Ratio (HR) e intervalo de confianza al 95% para comparaciones entre las clases de raza (Holstein pura=H; cruce SRB/H), estación del parto, categoría del animal para especificar su efecto sobre los días de vaca vacía.	92
Tabla 5.6. Mediana del tiempo estimado e IC (95%) que transcurre hasta lograr la preñez y los percentiles 25 (P25) y 75 (P75) asociados según la categoría del animal y la raza.	94
Tabla 6.1. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor analizado en la regresión logística múltiple para la tasa de concepción al primer y segundo servicio.	112
Tabla 6.2. Razón de chances (OR) e intervalo de confianza al 95% para comparaciones entre los tratamientos para especificar su efecto sobre tasa de concepción al primer servicio	113
Tabla 6.3. Parámetros Estimados y valor – P para cada variable explicativa del modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox.	116
Tabla 6.4. Producción de leche acumulada estimada a los 305 días en lactancia y litros al pico de lactancia estimados en vacas con metritis puerperal que fueron tratadas o no con Excede (FPCO T y FPCO NO T) vacas con flujo purulento sin olor y vacas con flujo normal.	118

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1. Curva de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos niveles productivos.....	28
Figura 2.2. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren luego del parto hasta lograr la preñez (días vacíos) para lactancias con distintos niveles productivos (l/lactancia) de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba..	29
Figura 2.3. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos niveles productivos dentro del tipo de servicio natural e IA.	32
Figura 2.4. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez (días vacíos) para lactancias con distintos niveles productivos dentro del tipo de servicio combinado e IA de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba.....	34
Figura 3.1. Curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar del total de lactancias de primera lactancia y la curva de lactancia promedio observada de todas las lactancias de primera lactancia.	48
Figura 3.2. Curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar del total de lactancias de tercera lactancia y la curva de lactancia promedio observada de todas las lactancias de tercera lactancia.....	49
Figura 3.3. Residuos resultantes de cada modelo ajustado en sus versiones de efectos fijos y bajo el marco de los modelos no lineales mixtos para lactancias de primer parto.	53
Figura 4.1. Riesgo de preñez para la primera, segunda y tercera lactancia categorizado por los cuatro tipos de tambos.....	69
Figura 4.2. Riesgo de descarte para la primera, segunda y tercera lactancia categorizado por los cuatro tipos de tambos.	72
Figura 4.3. Probabilidad de aborto para la primera, segunda y tercera lactancia categorizado por los cuatro tipos de tambos.....	74
Figura 4.4. Curvas de lactancia ajustadas para la primera, segunda y tercera lactancia categorizado por los cuatro tipos de tambos.....	75
Figura 5.1. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias de raza Holstein pura y cruce Holstein/SRB para la primíparas y para multíparas.....	93

Figura 5.2. Curvas de lactancia para vaquillonas de la raza Holstein pura y para la cruce SRB/H.....	95
Figura 5.3. Curvas de lactancia para vacas de la raza Holstein pura y para la cruce SRB/H.	95
Figura 6.1. Curva de sobrevivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos tratamientos.....	114
Figura 6.2. Curvas de sobrevivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos tratamientos para partos normales y para partos asistidos.....	115

LISTA DE SÍMBOLOS Y ABREVIATURAS

AIC: Criterio de información de Akaike

BIC: Criterio bayesiano de Schwarz

d: Día

DV: Días Vacíos

DEL: Días en Lactancia

D1S: Días a Primer Servicio

DW: Prueba de Durbin Watson

EE: Error Estándar

EP: Estación de Parto

Exp: Exponencial

H: Raza Holstein

HR: Razón de Riesgo o Hazard Ratio

IA: Inseminación Artificial

IATF: Inseminación Artificial a Tiempo Fijo

kg: Kilogramos

LRT: Prueba de Cociente de Verosimilitud

l: Litros

LI: Límite Inferior

LS: Límite Superior

MNLM: Modelo no Lineal Mixto

MS: Materia Seca

NP: Nivel Productivo

NS: Número de Servicios

NS/P: Número de Servicios por Preñez

OR: Odd Ratios o Razón de Chance

REML: Máxima Verosimilitud Restringida

SRB/H: Cruza entre la raza Sueca Rojo y Blanco con Holstein

TC: Tasa de Concepción

TC1S: Tasa de Concepción al primer servicio

TDC: Tasa de Detección de Celos

TP: Tasa de Preñez

TS: Tipo de Servicio

305EM: 305 Equivalente Maduro

#Lact: Número de Lactancia

CAPÍTULO I

INTRODUCCIÓN GENERAL

PRODUCCIÓN DE LECHE EN LA ARGENTINA

La producción de leche y las industrias relacionadas con esta actividad son un importante factor de empleo en el sector urbano y rural argentino. Esta materia prima de consumo masivo es un componente que no se puede reemplazar en la canasta básica familiar y es importante en la canasta de los hogares de más bajos ingresos. Según datos de la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP), la industria láctea argentina comprendía en 2005 a 918 empresas, que ocupaban aproximadamente a 29.000 personas. El volumen de la producción de la Argentina en el año 2012 fue de 11.338 millones l/año (MAGyP, 2013) y la cantidad exportada fue de 2.494 millones de litros durante el 2013 (22%). Según la FAO, en el 2012, la leche ocupó el tercer lugar en los *comodities* de Argentina cuando se le aplicó el precio internacional a los alimentos agrícolas más importantes del país, antecediéndole la soja y la carne. En cuanto a la producción, obtuvo el cuarto lugar entre los alimentos agrícolas más importantes que se producen en el país, antecediéndole la soja, la caña de azúcar y el maíz. Argentina ocupó el treceavo lugar en producción lechera cuando se lo comparó con otros países del mundo y el segundo lugar entre los países Latinoamericanos después de Brasil. En el 2012, se registró la existencia de 11.354 tambos con una producción diaria promedio estimada en 2.736 l/tambo/día (Taverna, 2013). La producción láctea de Argentina se concentra en las provincias de Córdoba (1. Noreste, 2. Villa María, 3. Sur), Santa Fe (4. Central 5. Sur), 6. Entre Ríos, Buenos Aires (7. Abasto Norte, 8. Abasto Sur, 9. Oeste, 10. Mar y Sierras), y La Pampa (11. Centro Norte, 12. Sur). Por su volumen de producción, Córdoba es la principal provincia lechera del país (4.195,06 millones de litros), seguida por Santa Fe (3.628,16 millones de litros) y luego por Buenos Aires (2.834,5 millones de litros) (MAGyP, 2013). Estas tres provincias aportan aproximadamente el 94% de la producción nacional.

Aunque el tambo promedio argentino es difícil de caracterizar, según un análisis realizado por Mancuso y Teran (2007), los sistemas predominantes en las principales cuencas lecheras pueden considerarse pastoriles con suplementación de forrajes conservados y alimentos concentrados, cuya proporción en la dieta depende del sistema y la relación de precios con la leche. La inseminación artificial (IA) es una técnica bien

instalada desde hace varios años. Según un informe realizado por Capitaine Funes (2005), en el cual se tuvieron en cuenta 3 años de estudio (2000-2003) y 255 tambos de la zona centro y sur de Santa Fe, y Provincia de Córdoba, de la totalidad de tambos evaluados, el 23% utilizaban servicio natural como tipo de servicio y el resto utilizan IA o un sistema combinado. La tasa de preñez (TP) promedio anual en Argentina para los tambos con servicio IA fue de 15%, aunque los mejores tambos superan frecuentemente el 18%. En el caso de tambos con servicio natural, el promedio a lo largo del año es de 18%. La tasa de concepción (TC) reportada en el trabajo de Capitaine Funes (2005) fue de un 36%. La tasa de detección de celos (TDC) en tambos con IA y combinados fue del 42% en promedio. Según Bó et al. (2009), el uso de protocolos de IA a tiempo fijo sigue incrementándose sustancialmente en la región central de Argentina. El tambo promedio de Argentina posee alrededor de 250 ha, de las cuales el 85% se destina al tambo y el resto a agricultura. Más de la mitad de los tambos arriendan gran parte de la superficie operada. La productividad media estimada es de 150 kg/GB/ha/año, 120 kg/proteína/ha/año y 4.200 l leche/ha/año, valores que representan la mitad de lo alcanzado por el cuartil superior de tambos del país (Mancuso y Teran, 2007).

INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA

Los tambos y sus gestores necesitan información actualizada y reciente que permita monitorear su actividad y planificar acciones de impacto en el éxito del negocio lechero. Esta información volcada en la forma de indicadores, debería reflejar fielmente lo que ocurre en la población y servir de referencia para saber dónde se ubica cada establecimiento. Aun cuando la mayoría de los tambos obtiene registros sistemáticos tanto de aspectos productivos como reproductivos, es necesario unificar la forma de calcular los indicadores necesarios de manera de garantizar la confiabilidad de los valores resultantes y las comparaciones estadísticas factibles de realizar a partir de estas métricas.

Los indicadores pretenden mostrar en forma simple y didáctica los logros y objetivos de cada acción que se propone en un tambo para que éstas puedan ser fácilmente entendibles y evaluadas. La hipótesis que sustenta este trabajo propone que los indicadores

reproductivos como productivos deben permitir hacer estimaciones precisas del comportamiento reproductivo y productivo global del rodeo lechero; deben ser fácilmente obtenibles y calculables a partir de datos que existan en el tambo; deben relacionarse con la rentabilidad de rodeo; y principalmente, deben ser fáciles de comprender por parte de las personas que tienen la responsabilidad de ejecutar las prácticas necesarias para cumplir con los objetivos del establecimiento lechero. Esos indicadores deben decirnos qué proporción del rodeo lechero está cumpliendo con los objetivos de la empresa y qué proporción está fallando. Entre los indicadores reproductivos más recomendables, dentro de la literatura nacional e internacional, se encuentran la Tasa de Preñez Acumulada (TPA) a los 100 días de lactancia (análogo a los 100 días “*incalf*” de Australia) indica la proporción de vacas que se preñaron antes de los 100 días de lactancia; el indicador considera los eventos ocurridos en forma acumulada hasta ese momento. La TPA a los 100 días de lactancia es la proporción acumulada de preñeces que se lograron en 3 ciclos, considerando 40 días de período de espera voluntaria (PEV) y 60 días de servicio (Capitaine Funes, 2005). Los días de vaca vacía o días vacíos (DV) (Fetrow *et al.*, 1990) es otro indicador reproductivo de interés, también llamado intervalo parto – concepción (IPC). Este indica el tiempo en días que transcurren desde el parto a la concepción. Otros indicadores son el número de servicios por preñez (NS/P) (Fetrow *et al.*, 1990) el cual se refiere al número de servicios u oportunidades que se le brindó al bovino para obtener una preñez confirmada y los días al primer servicio (DIS) (Fetrow *et al.*, 1990) que corresponden a los días que transcurren desde el parto hasta que se le brinda su primer servicio por monta natural o por IA. La tasa de detección de celos (TDC) (Fetrow *et al.*, 1990) que indica la proporción de vacas que se detectan en celo cada 21 días, la tasa de concepción (TC) (Fetrow *et al.*, 1990) que es la proporción de servicios que originaron una preñez y la tasa de preñez (TP) la cual indica la proporción de vacas elegibles que se preñan cada 21 días, entendiendo por elegibles los animales que han superado el PEV luego del parto completan el cuadro de indicadores de la eficiencia reproductiva.

Entre los indicadores productivos más comunes, se encuentran atributos de la producción de leche que pueden derivarse desde curvas de lactancia, ya sea éstas estimadas gráficamente o a partir de modelos estadísticos más sofisticados. Los parámetros que caracterizan las curvas y que por tanto se usan como medidas resumen de la producción

lechera (Keown *et al.*, 1986) son: la duración de la lactancia en días en lactancia (DEL) desde el parto hasta que el bovino es secado y que consecuentemente pasa a ser improductivo por decisiones de manejo; los días en lactancia al pico de lactancia (DEL al pico), son los días que trascurren desde que comienza una lactancia hasta el momento que se expresa la máxima producción de leche para esa lactancia y los litros al pico de lactancia (l al pico), que indican los litros totales que se producen en el momento o día en que se expresa la máxima producción de leche. Por último, los litros acumulados a los 305 días de lactancia (l a los 305 DEL), se refiere a los litros acumulados de leche a los 305 días en lactancia (duración de una lactancia promedio) es también un indicador productivo de uso frecuente.

El bajo desempeño tanto productivo como reproductivo se traduce en pérdidas económicas para los productores lecheros. El mejoramiento de los mismos debería aumentar la rentabilidad en los tambos. Debido a la relación directa entre los indicadores productivos y reproductivos con la rentabilidad es que existe interés en estimar costos relacionados a esos indicadores. El costo de un día adicional de vaca vacía (Campos *et al.*, 1995; De Vries *et al.*, 2010) o bien el costo de una no preñez, un descarte o un aborto (De Vries, 2006), son valores imprescindibles para el monitoreo y evaluación del rodeo. Recientemente, se han propuesto modelos bioeconómicos (Cabrera y Giordano, 2010) para analizar la eficiencia del manejo de los tambos a través de estos indicadores. Tales modelos constituyen herramientas cruciales para el diagnóstico, la toma de decisiones y el aumento de la eficiencia productiva y reproductiva en los sistemas de producción de leche. Aún no se ha instaurado en los tambos de la región en estudio el uso de modelos bioeconómicos. Para obtener resultados desde estas herramientas es necesario ingresar como input la valoración certera de numerosos indicadores productivos y reproductivos que suelen no estar disponibles aun cuando los datos de registros son numerosos.

HERRAMIENTAS ESTADÍSTICAS

En los últimos años junto con la posibilidad de recopilar electrónicamente los registros de los controles lecheros ha aumentado la capacidad de almacenaje de datos. Las mediciones de los litros de leche producidos por día por animal y el registro de fechas de los controles lecheros y de los eventos como parto, servicio, preñez, aborto, descarte, venta y muerte es posible, y se puede obtener diariamente quincenalmente o mensualmente generando un gran volumen de datos. Aun si se dispone de información de un solo año, los volúmenes de datos que se producen como consecuencia del control lechero son cuantiosos y prontamente sobrepasan el millar de registros. El óptimo uso de ese gran volumen de datos derivados de los controles lecheros, registros productivos e historia reproductiva depende fuertemente de las capacidades para explorarlos y modelarlos teniendo en cuenta las interacciones entre variables y la característica longitudinal de las observaciones. Los datos longitudinales se generan cuando las observaciones se realizan sobre un mismo animal a través del tiempo como es común en los controles lecheros. El modelado estadístico bajo correlación temporal, ha recibido mucha atención en los últimos años existiendo numerosos desarrollos para mejorar el tratamiento estadístico de este tipo de datos (Molenberghs y Verbeke, 2005; Littell *et al.* 2006; Molenberghs *et al.*, 2008; West *et al.*, 2007). Los más conocidos son los modelos lineales y no-lineales mixtos (Verbeke y Molenberghs, 2000; Schabenberger y Pierce, 2002; Molenberghs y Verbeke, 2005; Littell *et al.* 2006). La aplicación de modelos lineales mixtos en el análisis de datos de controles lecheros ha sido exclusivamente restringida al ámbito de la genética, para la estimación de efectos aleatorios relacionados a estimaciones de heredabilidades y méritos genéticos. Menor experiencia existe en el uso de modelos no-lineales mixtos en la modelación de las curvas de lactancia y curvas de sobrevida y su impacto sobre la construcción de indicadores de eficiencia productiva y reproductiva. Numerosos ajustes de curvas de lactancia no incluyen la modelación de la correlación temporal (Grossman y Koops, 1988; Boer *et al.*, 1989; Druet *et al.*, 2003; Grossman y Koops, 2003; Macciota *et al.*, 2005; Dematawewa *et al.*, 2007; Silvestre *et al.*, 2009; Cole *et al.*, 2013). Es de esperar que la introducción de efectos aleatorios en el contexto de un modelo mixto que permita

incorporar la alta variabilidad existente entre animales, mejoren no sólo la bondad de los ajustes sino también, las capacidades de las predicciones sujeto-específicas.

Por otra parte, es de destacar que el modelado de los eventos como el servicio o inseminación, preñez, aborto, descarte, venta y muerte, que son monitoreados y registrados regularmente a lo largo del tiempo conformando la historia reproductiva de cada animal se suele realizar con modelos de sobrevida. Esta técnica se conoce como “análisis de sobrevida o supervivencia” porque se diseñaron inicialmente para estudiar el tiempo hasta el fallecimiento de un paciente de una enfermedad terminal (Cox, 1972; Stewart *et al.*, 2002). La característica más importante de este tipo de datos (tiempo transcurrido hasta la ocurrencia del evento) es que probablemente, al final del período de observación, no para todos los individuos habrá ocurrido el evento objeto de estudio y por lo tanto el tiempo hasta su ocurrencia es desconocido. A este fenómeno se lo denomina censura y exige un planteo específico para aprovechar la información contenida en los tiempos definidos como censurados. Una clase de modelos para datos censurados, son los modelos de sobrevida de riesgos proporcionales (Cox, 1972), los cuales permiten estimar, a partir del seguimiento de numerosos individuos, el riesgo de que suceda un evento (en nuestro caso será el riesgo o la proporción de preñez, aborto, descarte, venta o muerte) y el tiempo en que las unidades de una cohorte registran el evento. El modelado del evento descarte en vacas lecheras ha proporcionado valiosa información en tambos (Ducrocq, 2005; De Vries *et al.*, 2010). También se ha modelado, a través de curvas de sobrevida, el evento preñez en función de los días promedio a la primera inseminación (Ferguson y Skidmore, 2013). Existen desarrollos computacionales actuales para poder implementar estos métodos estadísticos. “*Survival Kid*” (Mészáros *et al.*, 2013) es un software que funciona en el ambiente R (R Core Team, 2013), que facilita la estimación de modelos de sobrevida incluso con efectos aleatorios para una o más covariables. Si bien las herramientas estadísticas-computacionales están desarrolladas, su aplicación en el área de la producción de leche en la Argentina es escasa.

El presente trabajo trata en primer lugar y en virtud de la multiplicidad de enfoques y análisis estadísticos disponibles, el problema de caracterizar con las mejores herramientas metodológicas tanto la producción temporal y el historial reproductivo a partir del monitoreo que se realiza rutinariamente en numerosos tambos. Bajo esta

dimensión, los primeros capítulos se focalizan en el análisis de algunos indicadores productivos y reproductivos, además de evaluar y estimar la contribución relativa de distintos factores. Esto se realiza a través de la modelación estadística de la tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia y los días de vaca vacía o días improductivos. En segundo lugar, se analizan modelos alternativos para la estimación de las curvas de lactancia teniendo en cuenta la variabilidad entre individuos y la longitudinalidad del fenómeno de la lactancia y a partir de las curvas ajustadas se derivan indicadores productivos con menores errores de estimación. También se propone aplicar e ilustrar el uso combinado de indicadores reproductivos y productivos para estimar el costo reproductivo por vaca en el contexto del modelo bioeconómico de Cabrera y Giodano (2010) bajo diferentes sistemas de manejo. Finalmente, se calcularon y utilizaron los mismos indicadores para comparar grupos de animales de distinta raza (pura y cruce) y con distintos tratamientos para revertir la metritis puerperal tempranamente. Así, el capítulo dos consiste en la descripción de los indicadores productivos y reproductivos y la construcción de indicadores reproductivos basados de registro de datos de los sistemas lecheros. Se exponen la técnica de regresión logística y curvas de sobrevida para estudiar la contribución relativa de los factores que afectan a la preñez acumulada a los 100 días de lactancia y la regresión de riesgos proporcionales de Cox para evaluar los factores que afectan al indicador reproductivo días vacíos o improductivos. En el capítulo tres se ajustan, con modelos estadísticos alternativos, curvas de lactancia. En el capítulo cuatro se utilizan los indicadores de eficiencia en el contexto de un modelo bioeconómico. Por último, en el capítulo cinco y seis, se usan los indicadores de eficiencia en rodeos lecheros para comparar distintos grupos de vacas.

OBJETIVO GENERAL

Implementar herramientas analíticas modernas para obtener métricas de manejo reproductivo y productivo en rodeos lecheros de Argentina.

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

1) Derivar indicadores reproductivos desde modelos estadísticos aplicables a una población de lactancias y evaluar el impacto de distintas variables explicativas como fuentes de variación de la tasa de preñez acumulada a los 100 días y los días vacíos.

2) Evaluar modelos no-lineales, con y sin efecto aleatorio de animal, para el ajuste de curvas de lactancia y su impacto sobre la obtención de indicadores productivos condicionados a factores de manejo del rodeo.

3) Implementar un modelo bioeconómico que basado en los indicadores construidos permita comparar el beneficio económico obtenido bajo diferentes sistemas de manejo.

4) Ilustrar la aplicación de indicadores reproductivos y productivos en la comparación de diferentes grupos de vacas.

HIPÓTESIS

Los indicadores de eficiencia reproductiva y productiva permiten hacer estimaciones precisas del comportamiento global del rodeo lechero. Se relacionan con la rentabilidad de rodeo y permiten comprender qué proporción del rodeo lechero está cumpliendo con los objetivos de la empresa.

La Tasa de Preñez Acumulada a los 100 días de lactancia y los Días Vacíos son indicadores reproductivos cuyos valores varían significativamente respecto a más de un factor de manejo, como la edad del animal y los niveles productivos.

Los indicadores de eficiencia productiva derivables de curvas de lactancia puede estimarse con menor error de estimación desde modelos no-lineales que incorporen efectos aleatorios para contemplar la alta variabilidad entre animales/lactancias y las correlaciones entre observaciones longitudinales realizadas durante una lactancia.

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- de Boer J.A., Weller J.I., Gipson T.A. & Grossman M. 1989. Multiphasic analysis of milk and fat yield curves of Israeli Holsteins. *J. Dairy Sci.* 72:2143–2152
- Cabrera V.E. & Giordano J.O., 2010. Economic decision making for reproduction. Dairy Cattle Reproduction Conference.
- Campos M.S., Wilcox C.J. & Spreen T.H. 1995. Effects of interrelationships of production and reproduction on net returns in Florida. *J. Dairy Sci.* 78:704–709.
- Capitaine Funes A. 2005. Factores que afectan la tasa de preñez en rodeos lecheros en Argentina. IV Simposio Internacional de Reproducción Animal. Instituto de Reproducción Animal de Córdoba, 179-196.
- Cole J.B., Ehrlich J.L. & Null D.J. 2013. Short communication: Projecting milk yield using best prediction and the MilkBot lactation model. *J. Dairy Sci.* 95 :4041–4044.
- Cox DR. 1972. Regression Models & Life-Tables. *J. Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*; 34(2): 187-220.
- Dematawewa C.M.B., Pearson R.E. & VanRaden P.M. 2007. Modeling Extended Lactations of Holsteins. *J. Dairy Sci.* 90:3924–3936.
- De Vries A. 2006. Economic value of pregnancy. *J. Dairy Sci.* 89:3876–3885.
- De Vries A., Van Leeuwen J. & Thatcher W.W. 2010. Economics of Improved Reproductive Performance in Dairy Cattle. This document is AN156, one of a series of the Department of Animal Sciences, Florida Cooperative Extension Service, Institute of Food and Agricultural Sciences, University of Florida. Published August 2005. Reviewed February 2010. Please visit the EDIS website at <http://edis.ifas.ufl.edu>).
- Druet T., Jaffrézic F., Boichard D. & Ducrocq V. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *J. of Dairy Sci.* 86:2480-2490.
- Ducrocq V. 2005. An improved model for the French genetic evaluation of dairy bulls on length of productive life of their daughters, *Animal Science* 80: 249–256.
- FAOSTAT. 2013. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Estadísticas de producción y comercio. <http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx>.
- Ferguson J.D. & Skidmore A. 2013. Reproductive performance in a select sample of dairy herds. *J. Dairy Sci.* 96:1269-1289.
- Fetrow J., McClary D., Harman R., Butcher K., Weaver L., Studer E., Ehrlich J., Etherington W., Guterbock W., Klingbort D., Reneau J. & Williamson N. 1990. Calculating selected Reproductive Indices: Recommendations of the American Association of Bovine Practitioners. *J DairySci*73:78-90.

- Grossman, M., & W. J. Koops. 1988. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 71:1598–1608.
- Grossman M. & Koops W.J. 2003. Modeling Extended Lactation Curves of Dairy Cattle: A Biological Basis for the Multiphasic Approach. *J. Dairy Sci.* 86:988–998.
- Littell R.C., Milliken G.A., Stroup W.W., Wolfinger R.D. & Schabenberger O. 2006. SAS System for Mixed Models. SAS Institute, Inc.
- 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. *J. Dairy Sci.* 88, 1178–1191.
- MAGyP. 2013. http://64.76.123.202/site/_subsecretaria_de_la_lecheria/_lecheria/_04_Pago_por_Calidad/07_Estadisticas/index.php
- Mancuso W. & Teran J.C. 2007. El sector lácteo Argentino. XXI Curso internacional de lechería para profesionales de América Latina. http://www.acdicar.com.ar/sitio/files/archivos/1248439301_0_23el_sector...pdf
- Mészáros G., Sölkner J. & Ducrocq V. 2013. The Survival Kit: Software to analyze survival data including possibly correlated random effects. *Comput Methods Programs Biomed.* 110(3): 503–510.
- Molenberghs G., Fitzmaurice G., Davidian M. & Verbeke G. 2008. Longitudinal Data Analysis. Chapman & Hall/CRC Handbooks of Modern Statistical Methods.
- Molenberghs G. & Verbeke G. 2005. Models for Discrete Longitudinal Data. Springer Series in Statistics.
- Keown J.F., Everett R.W, Empet N.B. & Wadell L.H. 1986. Lactation Curves. *J Dairy Sci* 69:769-781.
- R Core Team. 2013. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Schabenberger O. & Pierce F. 2002. Contemporary Statistical Models for the Plant and Soil Sciences. Taylor and Francis. CRC Press.
- Silvestre A.M., Martins A.M., Santos V.A., Ginja M.M. & Colaço J.A., 2009. Lactation curves for milk, fat and protein in dairy cows: A full approach. *Livestock Science* 122 (2009) 308–313.
- Stewart M.G., Neely J.G., Hartman J.M., Wallace M.S. & Forsen J.W. 2002. Tutorials in clinical research: part V: Outcomes research. *Laryngoscope*; 112: 248-254.
- Taverna M. 2013. Escenario actual y perspectivas futuras de la investigación, desarrollo e innovación en Argentina. In. Desafíos para a sustentabilidade ambiental, social e económica da cadeia produtiva do leite / editores técnicos, Elizabeth Nogueira Fernandes [et al.] p. ISBN 978-85-7835-028-4. Pag. 43-52.
- Verbeke G. & Molenberghs G. 2000. Linear Mixed Models for Longitudinal Data. Springer Series in Statistics. New-York: Springer-Verlag.

West B.T, Welch K.B. & Gatecki A.T. 2007. Linear Mixed Models: A Practical Guide Using Statistical Software. Chapman & Hall/CRC. Boca Ratón, USA.

CAPÍTULO II

INDICADORES DE EFICIENCIA REPRODUCTIVA Y FUENTES DE VARIACIÓN

INTRODUCCIÓN

La situación económica de los rodeos lecheros en todo el mundo requiere de eficientes prácticas de manejo para aumentar la rentabilidad de las explotaciones e indicadores que permitan evaluar su eficiencia. La disponibilidad de bases de datos de registros lecheros de varios tambos de una región, permiten construir indicadores útiles para analizar la situación de la producción en un año particular, y también la dinámica de su evolución. Las mediciones y las estimaciones que de ellas se derivan deben ser de calidad, es decir reflejar lo que sucede en los sistemas bajo análisis. Para el estudio de indicadores poblacionales calculados sobre rodeos lecheros, se debe contar con un número importante de tambos y con herramientas metodológicas apropiadas para construir indicadores confiables.

Para tomar buenas decisiones de manejo es necesario hacer un monitoreo rutinario y consistente con mediciones precisas de los indicadores reproductivos para reducir los días improductivos y mejorar la sustentabilidad de los tambos (Thatcher *et al.*, 2006). Aunque las prácticas de manejo en los tambos comerciales varían considerablemente en distintos escenarios productivos, el principal objetivo reproductivo de un tambo es siempre preñar a las vacas lo más rápido posible (Ferguson y Galligan, 1993; Lucy *et al.*, 2004).

Sin embargo, también se ha observado que el desempeño reproductivo ha ido disminuyendo progresivamente, principalmente debido a una disminución de la fertilidad en la vaca lechera (Lucy, 2001; Washburn *et al.*, 2002; De Vries y Risco, 2005) y una ineficiente detección de celos en la mayoría de los sistemas lecheros (Lucy *et al.*, 2004; Wiltbank *et al.*, 2006). La alta producción de leche se asocia con bajas concentraciones plasmáticas de hormonas esteroideas (debido a un alto metabolismo en el hígado), lo que se traduce en mala expresión del celo, la ovulación de ovocitos envejecidos y el aumento de las pérdidas embrionarias (Lopez *et al.*, 2004; Wiltbank *et al.*, 2006). Aunque numerosos estudios han asociado la disminución de la fertilidad en vacas lecheras con el aumento significativo de la producción de leche que se vino experimentando durante los últimos 50 años (Dematawewa y Berger, 1998; Butler, 2000; Lucy, 2001; Pryce y Harris,

2004), otros han cuestionado esta relación y sugieren que más factores de manejo (por ejemplo, nutrición e instalaciones) deberían tenerse en cuenta (Leblanc, 2010).

En la literatura internacional se encuentran desarrollos de indicadores de eficiencia reproductiva que son usados en tambos de todo el mundo y han sido considerados en numerosos estudios de asociación entre variables de manejo y eficiencia reproductiva [revisado en Ferguson y Galligan, 1993]. En Argentina los establecimientos lecheros utilizan distintos indicadores para monitorear el desempeño reproductivo, como son los días vacíos (DV), intervalo entre partos, días a primer servicio (D1S), el número de servicios por lactancia (NS), la tasa de preñez de 21 días (TP-21d), y el promedio anual de TP-21d (es decir, el promedio de tasa de preñez de los 17 ciclos de 21 días de duración de un año calendario). La TP es función de la tasa de detección de celos (TDC) y de la tasa de concepción (TC). La TDC es la proporción de vacas que se detectan en celo en un ciclo estral (21 días), mientras que la TC es la proporción de los servicios dados que originan preñeces. La TP-21d actualmente está considerado como un parámetro confiable del desempeño reproductivo general de un tambo porque indica la proporción de vacas que se preñan en 1 ciclo estral de 21 días, lo que permite una detección más rápida de los cambios en el desempeño reproductivo en el tiempo (Le Blanc, 2005). Sin embargo, TP-21d no está disponible fácilmente en muchos conjuntos de datos, por lo que los DV pasa a ser uno de los indicadores más usados para la toma de decisiones de manejo de un tambo. VanRaden *et al.* (2004) usó una fórmula una fórmula no lineal para convertir los DV en TP. La TP acumulada es la proporción de vacas preñadas a un momento dado y es función de la TP. La TP acumulada a 100 días en lactancia constituye un indicador reproductivo frecuentemente prescripto. Este indica la proporción de vacas que se preñan antes de los 100 días. Si se considera una espera voluntaria de 40 días, es la proporción acumulada de preñeces que se logran en tres ciclos estrales (60 días en servicio) (Capitaine Funes *et al.*, 2004).

Existen diferentes herramientas metodológicas que pueden ser usadas para construir estos indicadores de eficiencia reproductiva como los DV y la TP acumulada a los 100 DEL. El uso de medidas resúmenes como estadísticas descriptivas simples para estimar los DV a partir de los datos individuales de un rodeo puede introducir sesgos en la evaluación del desempeño reproductivo ya que éstas estadísticas sólo incluyen la información del

tiempo en días desde parto a la concepción de vacas que se han preñado. Los animales que son descartados por no preñarse o por haber sufrido un aborto, o bien por haber sido descartados antes de tener la oportunidad de preñarse no aportan información para el cálculo descrito de los DV. Una mejor alternativa para la obtención de este indicador es su estimación a partir de las curvas de sobrevida para el tiempo que transcurre hasta la preñez considerando todas las vacas. El análisis de sobrevida es un método estadístico que no sólo incluye a los animales que experimentaron el evento, sino que también incluye a aquellos que no experimentan el evento o se pierden durante el periodo de observación (Leblanc, 2010).

Existen antecedentes que indican que la pérdida en la eficiencia reproductiva se asocia a distintas fuentes de variación. Además de la asociación con el aumento de la producción de leche (Dematawewa y Berger, 1998; Lucy, 2001; Price y Harris, 2004) los indicadores reproductivos muestran una importante variación estacional, siendo las estaciones frías en general más favorables (Lucy, 2001; Jordan, 2003; López-Gatius, 2003; De Vries y Risco, 2005; Silvestrini *et al.*, 2011a; Silvestrini *et al.*, 2011b). El número de lactancia es también un factor conocido que afecta los indicadores reproductivos (Weigel, 2004; Winding *et al.*, 2005). Otra fuente de variación en los indicadores reproductivos es el tipo de servicio utilizado (Williamson *et al.*, 1978; De Vries *et al.*, 2005; Olynk y Wolf, 2008; Lima *et al.*, 2009; Lima *et al.*, 2010). Por ello, cuando los indicadores como TP y DV se obtienen desde modelos estadísticos poblacionales, será necesario contemplar las diferencias de los animales/lactancia en estos factores para mejorar la estimación del indicador.

Los objetivos en este capítulo fueron: (1) derivar valores de probabilidad de preñez a los 100 días de lactancia (DEL) considerando la contribución relativa de los siguientes factores: nivel productivo (NP), estación del parto (EP), número de lactancia (# Lact), tipo de servicio (TS); (2) derivar el número ajustado de DV contemplando la variación en los factores de manejo antes mencionado.

MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

Para estudiar el indicador TP acumulada a los 100 DEL se consideraron 162.116 lactancias pertenecientes a 291 tambos monitoreados durante dos años consecutivos (enero de 2007 a diciembre de 2008), fundamentalmente de la zona centro y sur de Santa Fe y provincia de Córdoba, ya que algunos tambos pertenecen a la provincia de Buenos Aires. Para estudiar el indicador DV se utilizó el subconjunto de datos correspondiente al último año controlando que quede una lactancia por vaca para el análisis. De esta manera, la construcción del indicador DV se realizó con datos provenientes de 76.401 vacas de 249 tambos paridas durante el 2008 y que fueron seguidas a través de 300 días en lactancia o hasta que se descartaron o se confirmaron preñadas.

Todos los tambos que participan en el estudio utilizan el software Dairy Comp 305 y los mismos reportan sus datos a la oficina central de registros (Dairy Tech SRL, Rosario, Argentina). Los tambos son en su mayoría sistemas de producción con base pastoril (principalmente la alfalfa en un 40% -60% de la dieta) más suplementación con grano de maíz y silo de maíz (sistema tradicional utilizado en argentina). Los datos originales fueron sometidos a una exhaustiva depuración para su análisis. En consecuencia, se excluyeron las lactancias que tenían algún dato faltante en alguna de las siguientes variables: fecha del parto o de producción. También se eliminaron las lactancias cuya duración era menor a 25 días y consecuentemente las lactancias en donde había una acumulación de litros menor a 125 a los 25 días de lactancia ($25 \text{ d} \times 5 \text{ l/d} = 125 \text{ l}$).

La producción de leche fue expresada como litros totales producidos por lactancia. Las lactancias fueron categorizadas en tres niveles de producción (NP; baja, media y alta producción), de acuerdo con los percentiles 33 (P33), y 66 (P66) de la distribución de los litros totales producidos/lactancia dentro de cada tambo. Por lo tanto, todas las lactancias con producciones menores al P33, se las categorizó bajo el grupo de baja producción, las que se encontraban entre el P33 y el P66 se las categorizó bajo el grupo de media producción y por último, las lactancias con producciones mayores al P66 se las categorizó

dentro del grupo de alta producción. De esta manera se controló el efecto tambo mediante la agrupación de las lactancias marginales dentro cada tambo. Con respecto a la EP, los animales que parieron en los meses de diciembre, enero y febrero se los consideró como partos de verano; los que parieron en marzo, abril y mayo fueron considerados como de otoño; los de junio, julio y agosto como de invierno y por último, los q parieron en septiembre octubre y noviembre se los agrupó como partos de primavera. No se pudo controlar el periodo de espera voluntario, ya que cada tambo usa su propio criterio, y por esto se calculó el número de servicios dados y los DEL al primer servicio para cada nivel de producción, a fin de ver el comportamiento. La clasificación de los tambos por el TS se definieron según el porcentaje de registros declarados como inseminación artificial (IA): Los tambos clasificados como de IA son los que tienen más del 80% de los servicios declarados como IA. Los tambos clasificados como de servicio combinado son los que tienen menos del 80% de los servicios declarados como IA.

PROCEDIMIENTOS DE ANÁLISIS

Se realizó un análisis exploratorio teniendo en cuenta las 162.116 lactancias. Los litros totales producidos por lactancia se promediaron en función de cuatro factores: NP (alta, media y bajo), EP (verano, otoño, invierno y primavera), #Lact (1, 2, 3 y ≥ 4) y TS utilizado (natural, combinada e IA). También, se midió en términos de mediana el número de servicios dados hasta los 100 DEL y los DEL al primer servicio para cada nivel productivo para cada uno de los factores previamente mencionados.

Para el análisis de la TP acumulada a los 100 DEL se ajustó una regresión logística múltiple con el software JMP® versión 9.0.1 (JMP®, 2010). En el modelo se incluyeron como variables independientes el nivel productivo, la estación del parto, el número de lactancia al que pertenecía la lactancia bajo estudio y el tipo de servicio utilizado. Como salida de este modelo se obtuvieron los coeficientes de regresión y las razones de chances (Odds Ratios) que indican cómo las variables independientes introducen cambios en la probabilidad de la ocurrencia de un suceso, la preñez. Luego, se obtuvieron curvas de sobrevivida para comparar a través de los DEL la TP acumulada. Las curvas se calcularon

según el algoritmo de Kaplan y Meier (Kaplan y Meier, 1958) para cada una de las categorías de la variable NP, como así también por TS. Las mismas, sugieren la probabilidad de que un animal siga sin preñarse condicional al tiempo transcurrido desde el último parto hasta los 100 días de lactancia.

Para la construcción del indicador DV se ajustó un modelo de riesgos proporcionales de Cox utilizando PROC PHREG en SAS (SAS Institute, Cary, NC) (Cox, 1972; SAS, 2008). Las variables explicativas incluidas en el modelo fueron nuevamente: el nivel productivo, número de lactancia, estación de parto, tipo de servicio, y la interacción entre el nivel productivo y el tipo de servicio. Mediante PROC LIFEREG de SAS se probó el supuesto de que los riesgos son proporcionales en el tiempo. En este modelo, las vacas entran en un grupo de “riesgo” luego del parto. Cada animal es seguido u observado durante 300 días posparto, por lo tanto se encuentran en riesgo de preñarse hasta los 300 días posparto. Si un animal se preña durante ese período y no se registra que hubiera abortado antes de los 300 días posparto, no es censurada. Por lo tanto, cuando se habla de una observación censurada se refiere a que la vaca no se logró preñar antes de los 300 días posparto, o bien se la descartó o murió dentro de los 300 días posparto. Otro caso específico de censura fue cuando las vacas que quedaron preñadas, pero luego sufrieron un aborto y no se volvieron a preñar antes de los 300 días posparto. Así, los DV fueron medidos como los días desde el parto hasta que la vaca fue censurada, o bien hasta que la vaca se logra preñar exitosamente (confirmada por tacto o ultrasonografía), sin sufrir un aborto posterior a la confirmación y antes de los 300 días posparto. Para poder seleccionar los factores de mayor significancia estadística del modelo se empleó el procedimiento *stepwise* de selección de variables (variables asociadas con un valor P mayor a 0,05 fueron excluidas). También, se obtuvieron curvas de sobrevida, según el algoritmo de Kaplan y Meier, para cada uno de los niveles productivos para la comparación del tiempo al evento (DV) a una proporción dada de vacas preñadas. Para ambos indicadores estudiados, la igualdad de dos o más curvas de sobrevida se probó con el estadístico Log Rank (Mantel, 1966). Un valor alto de Log Rank se corresponde a un valor “P” (probabilidad de que las curvas sean diferentes solo por azar) pequeño, valores $P < 0.05$ fueron usados como indicadores de diferencias estadísticamente significativas entre las curvas.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El número de registros de lactancias, clasificados de acuerdo al NP, #Lact, EP y el TS se muestra en la Tabla 2.1. El promedio producción reportado en este trabajo fue de 6.836 l y en USA fue de aproximadamente 9.300 l (USDA, 2010). El valor promedio de los litros totales producidos/lactancia para las lactancias de alta producción fue de 9.678 l/lactancia, 6.741 l/lactancia para las de media y por último, 3.984 l/lactancia para aquellas clasificadas como de baja producción. La mediana de DEL al primer servicio y la mediana de número de servicios dados para las lactancias de alta producción fue de 64 DEL y 3 servicios, 61 DEL y 2 servicios para las de media producción y por último 59 DEL y 1 servicios para las lactancias de baja producción. En cuanto a los valores promedios de litros totales producidos/lactancia fueron mayores en la estación de invierno. Los valores promedios de litros totales producidos/lactancia aumentaron conforme aumentó el número de lactancia hasta la tercera lactancia, luego volvió a disminuir. Los promedios de los litros totales producidos/lactancia asociados con cada tipo de servicio utilizado difieren de manera considerable entre sí, con un promedio de litros totales producidos por lactancia para los tambos con servicio natural de 5.086 l/lactancia, 5.485 l para los tambos que utilizan el tipo de servicio combinado y 7.108 l/lactancia para los tambos que utilizan IA (Tabla 2.1).

Tabla 2.1. Producción de litros de leche totales producidos por lactancia (l/lactancia), número de servicios por lactancia (NS) y días a primer servicio (D1S) para cada factor: nivel productivo (NP), número de lactancia (#Lact), estación de parto (EP), tipo de servicio (TS) y la interacción entre NP y TS de 162.116 lactancias de 291 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba.

Factor		Producción de leche (l/lactancia)	NS	D1S
	Registros, n Porcentaje (%)	Media \pm EE	Mediana (Q1 – Q3) ¹	Mediana (Q1–Q3)
Nivel Productivo (NP)				
Baja	53.224 (34,1%)	3.984,8 \pm 8,0	1 (1-4)	59 (47-73)
Media	53.613 (33,1%)	6.741,1 \pm 6,5	2 (1-3)	61 (49-76)
Alta	53.279 (32,9%)	9.678,9 \pm 10,7	3 (2-4)	64 (51-79)
Número de lactancia (#Lact)				
Primera	49.450 (12,6%)	6.545,4 \pm 13,3	2 (1-3)	62 (50-77)
Segunda	39.747 (20,3%)	7.048,3 \pm 15,1	2 (1-3)	61 (49-77)
Tercera	29.453 (22,6%)	7.142,2 \pm 18,1	2 (1-3)	61 (48-76)
Cuarta o mayor	43.466 (44,4%)	6.765,1 \pm 15,4	2 (1-3)	61 (48-76)
Estación de parto (EP)				
Verano	28.728 (17,7%)	6.615,2 \pm 19,5	2 (1-3)	64 (49-81)
Otoño	51.361 (31,7%)	7.230,1 \pm 13,3	2 (1-3)	62 (50-78)
Invierno	48.898 (30,2%)	7.034,8 \pm 13,4	2 (1-3)	60 (48-74)
Primavera	33.129 (20,4%)	6.123,1 \pm 16,5	1 (1-3)	60 (48-75)
Tipo de servicio (TS)				
Natural	7.304 (4,5%)	5.086,9 \pm 26,0	1 (1-2)	50 (35-70)
Combinado	18.279 (11,3%)	5.485,1 \pm 18,3	1 (1-2)	58 (43-75)
Inseminación artificial	136.533 (84,2%)	7.108,3 \pm 8,3	2 (1-3)	62 (50-77)
Nivel productivo * tipo de servicio (NP*TS)				
Alta*Natural		7.215,3 \pm 34,0	2 (1-2)	55 (37-75)
Alta*Combinado		7.807,9 \pm 25,8	2 (1-3)	61 (46-79)
Alta*IA		10.058,8 \pm 11,3	3 (2-4)	65 (52-80)
Baja*Natural		2.976,1 \pm 27,1	1 (1-2)	46 (32-64)
Baja*Combinado		3.201,6 \pm 18,7	1 (1-2)	54 (39-72)
Baja*IA		4.140,8 \pm 8,8	1 (1-2)	59 (48-74)

¹Q1= Cuantil 0,25, Q3= Cuantil 0,75.

COMPORTAMIENTO DE LOS INDICADORES REPRODUCTIVOS SEGÚN FUENTES DE VARIACIÓN.

Los factores propuestos (NP, número de lactancia, EP, TS y la interacción entre NP y TS) tanto en el modelo de regresión logística múltiple que explica la TP acumulada a los 100 DEL como en el modelo de riesgos proporcionales que explica los DV, resultaron estadísticamente significativos ($P < 0,0001$) (Tabla 2.2; Tabla 2.5). En la Tabla 2.3. se encuentran las estimaciones de los parámetros y en la Tabla 2.4. las razones de chance o *odds ratios* (OR) para el indicador TP acumulada a los 100 DEL. Y en la Tabla 2.5. se encuentran las estimaciones de los parámetros y en la Tabla 2.6. las razones de riesgo o *hazard ratio* (HR) para el indicador DV.

Tabla 2.2. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor de la regresión logística múltiple para el indicador TP acumulada a los 100 días en lactancia.

Factor	LRT- χ^2	P> χ^2
Nivel de producción (NP)	4.539,32	<0,0001
Estación de parto (EP)	2.805,61	<0,0001
Número de lactancia (#Lact)	522,33	<0,0001
Tipo de servicio (TS)	915,39	<0,0001
Interacción NPxTS	15,68	0,0035

Tabla 2.3. Parámetros estimados de la regresión para las variables explicativas del modelo de regresión logística múltiple para el indicador TP acumulada a los 100 días en lactancia.

Variable explicativa ¹	Coefficiente de regresión	Error Estándar	LRT-Chi ²	P>Chi ²
Nivel de producción (NP)				
Producción[Media]	0,47	0,01	1.101,70	<0,0001*
Producción[Alta]	-0,99	0,02	3.861,40	<0,0001
Producción[Baja]				
Estación del parto (EP)				
EP [Otoño]	0,32	0,00	1.227,1	<0,0001
EP[Invierno]	0,31	0,01	1.083,60	<0,0001
EP[Primavera]	-0,22	0,01	414,76	<0,0001
EP[Verano]				
Número de la lactancia (# Lact)				
#Lact [1era]	-0,03	0,01	14,30	0,0002
#Lact [2da]	0,11	0,01	122,46	<0,0001
#Lact [3era]	0,13	0,01	139,73	<0,0001
#Lact [4ta ó >]				
Tipo de Servicio (TS)				
TS [Combinado]	0,02	0,01	1,52	0,2175
TS[IA]	-0,35	0,01	956,37	<0,0001
TS[Natural]				
Interacción (NPxTS)				
[Combinado]x[Alta]	0,07	0,02	13,18	0,0003
[Combinado]x[Media]	-0,02	0,02	1,21	0,2708
[IA]x[Alta]	-0,01	0,02	0,51	0,4734
[IA]x[Media]	-0,00	0,01	0,08	0,7757

*Valores P < 0,05 indican diferencias estadísticamente significativas entre la clase especificada y la clase de referencia para el factor en estudio.

¹ La variable explicativa que no tiene valores de los parámetros estimados, es la referencia para las comparaciones estadísticas.

Tabla 2.4. Razón de chances (OR) e intervalo de confianza al 95% (LI: límite Inferior y LS: límite superior) para comparaciones entre las clases de nivel productivo (NP), estación del parto (EP), número de lactancia (#Lact) y tipo de servicio (TS) para especificar su efecto sobre el indicador tasa de preñez (TP) acumulada a los 100 días en lactancia.

Factores	OR	LI 95%	LS 95%	P>Chi ²
NP [Baja vs. Alta]	4,56	4,33	4,81	<0,0001*
NP [Media vs. Alta]	4,36	4,14	4,59	<0,0001
EP [Otoño vs. Primavera]	1,73	1,67	1,78	<0,0001
EP [Otoño vs. Verano]	2,08	2,01	2,16	<0,0001
EP [Invierno vs. Primavera]	1,69	1,64	1,75	<0,0001
EP [Invierno vs. Verano]	2,05	1,97	2,12	<0,0001
#Lact. [1era vs. 2da]	0,86	0,84	0,89	<0,0001
#Lact. [1era vs. 3era]	0,85	0,82	0,87	<0,0001
#Lact. [1era vs. 4ta ó >]	1,18	1,15	1,22	<0,0001
TS [Natural vs. IA]	1,97	1,87	2,07	<0,0001

*Valores P < 0,05 indican diferencias estadísticamente significativas entre la clase especificada y la clase de referencia para el factor en estudio.

Tabla 2.5. Parámetros estimados del modelo de riesgos proporcionales y la prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para en nivel productivo (NP), número de lactancia (#Lact), estación de parto (EP), tipo de servicio (TS) y la interacción entre el nivel productivo y el tipo de servicio de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba para el indicador días vacíos (DV)

Factores	Estimación	Error Estándar	Intervalo de Confianza al 95% (LI; LS)		LRT-Chi ²	P> Chi ²
NP [Baja]	0,2212	0,0100	(0,2014;	0,2409)	2.166	<0,0001**
NP [Media]	0,2132	0,0093	(0,1951;	0,2313)		
# Lact [1]	0,0294	0,0074	(0,0148;	0,0439)		
# Lact [2]	0,0756	0,0075	(0,0608;	0,0904)	416	<0,0001**
# Lact [3]	0,0463	0,0084	(0,0299;	0,0627)		
EP [Invierno]	-0,0112	0,0075	(-0,0259;	0,0034)		
EP [Otoño]	0,1049	0,0071	(0,0909;	0,1189)	253	<0,0001**
EP [Primavera]	-0,1040	0,0095	(-0,1229;	-0,0852)		
TS [Combinado]	0,1188	0,0067	(0,1056;	0,1319)		
NPxTS [BajaxCombinado]	0,0358	0,0098	(0,0163;	0,0551)	17	0,0002*
NPxTS [MediavaxCombinado]	-0,0016	0,0092	(-0,0197;	0,0163)		

^a Variable dependiente: Días vacíos, evento (0 Preñada), censura (1 vacas abiertas)

Tabla 2.6. Razones de riesgo (HR) e intervalo de confianza al 95% (IC 95%) para comparaciones entre las clases de nivel productivo (NP), número de lactancia (#Lact), estación de parto (EP) y tipo de servicio (TS) de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba para el indicador días vacíos (DV)

Factores	HR	IC 95% (LI; LS)	Valor P
NP [Baja vs. Alta]	1,93	1,86; 1,99	<0,0001**
NP [Baja vs. Meda]	1,00	0,97; 1,04	0,6340
NP [Media vs. Alta]	1,91	1,85; 1,97	<0,0001**
# Lact [1 vs. 4]	1,19	1,17; 1,23	<0,0001**
# Lact [2 vs. 4]	1,25	1,22; 1,28	<0,0001**
# Lact [3 vs. 4]	1,22	1,19; 1,25	<0,0001**
EP [Invierno vs. Verano]	1,04	1,01; 1,06	0,0061*
EP [Otoño vs. Verano]	1,09	1,07; 1,13	<0,0001**
EP [Primavera vs. Verano]	1,07	1,04; 1,10	<0,0001**
TS [Combinado vs. IA]	1,27	1,23; 1,30	<0,0001**

Con respecto al factor NP, los resultados sugieren que dicho factor afecta la probabilidad de la ocurrencia de la preñez, tanto para el indicador TP acumulada a los 100 DEL como a los DV (Tabla 2.2.; Tabla 2.5). Para la TP acumulada a los 100 DEL, los valores de las razones de chances indican que las vacas con un nivel productivo bajo tienen mayores chances de preñarse antes de los 100 DEL con respecto al nivel productivo alto, con valores de 4,56 (Tabla 2.4.). Para el indicador DV, los coeficientes estimados decrecen linealmente acorde aumenta el NP ($P < 0,0001$, Tabla 2.5.). La razón de riesgo para las vacas de bajo NP comparadas con las de alto NP fue de 1,93 (IC 95%=1,89; 1,99), indicando que las de bajo NP tienen 1,93 veces más riesgo de quedar preñadas a lo largo del periodo de observación que las alto NP ($P < 0,0001$; Tabla 2.6.). Estos resultados no coinciden con los reportados por Bello *et al.* (2010), quienes evaluaron la relación entre la producción de leche y el desempeño reproductivo en vacas de primera lactancia en Michigan (EEUU), y concluyeron que la relación es heterogénea a través de los tambos, ya que en algunos no se encontró una relación antagónica, sino, por el contrario, sinérgica. Las diferencias entre lo reportado por Bello *et al.* (2010) y el presente estudio, se encuentran en que los sistemas de manejo en Michigan son distintos a los sistemas mixtos de argentina (sistemas base pastoril + suplementación con grano y silo de maíz), además de

que la TP acumulada a los 100 DEL y los DV fueron calculados para toda la población de animales (vacas primíparas y multíparas). Tal vez las vacas primíparas y multíparas tienen distinto comportamiento. Le Blanc (2010) ha sugerido que otros factores de manejo, como el nutricional y las condiciones de confort, deben tomarse en consideración y sostiene que si se encuentran cubiertos, no debería existir una relación antagónica entre la producción de leche y el desempeño reproductivo.

En la Figura 2.1 se muestran las curvas de proporción de animales que se van preñando a lo largo de la lactancia según particiones de las lactancias dadas por el NP. Se observa nuevamente que las lactancias de alta producción se asocian a valores menores de preñez acumulada. A los 100 días desde el parto, las lactancias de alta producción se correspondieron con 14% de animales preñados, mientras que las lactancias de baja producción se correspondieron con un 40% de animales preñados. Las tres curvas, que indican el porcentaje de animales que se van preñando en función del tiempo transcurrido desde el inicio de la lactancia hasta los 100 DEL, mostraron diferencias estadísticamente significativas ($P < 0,0001$). Tal vez estos resultados se encuentran sesgados por el efecto del periodo de espera voluntario, que como se aclaró no se pudo controlar en este estudio, pero por ello se calculó el número de servicios (oportunidades) promedio que tuvieron hasta los 100 DEL y los DEL promedio en que se realizó el primer servicio para cada nivel productivo. Si bien hay una diferencia de 8 días en los días al primer servicio entre las lactancias de alta y baja producción, el número de oportunidades promedio dados hasta los 100 DEL fue mayor en las lactancias de alta producción (1 veces versus 3 veces) (Tabla 2.1.).

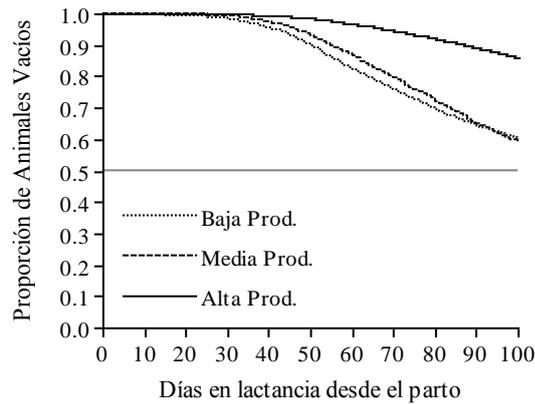


Figura 2.1. Curva de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos niveles productivos.

En la Figura 2.2 se observan las curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier para las lactancias de acuerdo al NP. Las tres curvas indican la proporción de animales vacíos después del parto a través del tiempo, las mismas resultaron significativamente diferentes ($P < 0,0001$). Nuevamente hay que señalar que el NP alto fue asociado con más DV. A los 100 DEL, el 45% de las vacas de NP bajo se encontraban preñadas, mientras que para las vacas de NP alto, sólo 22% estaban preñadas. Adicionalmente, la mediana del tiempo (DV) en donde se preña el 50% de las vacas de NP bajo fue de 111 días, para las vacas de NP medio fue de 120 días y 171 días para las de NP alto. Esto nos sugiere un atraso de 60 días por parte de las vacas de NP alto comparadas a las de NP bajo para alcanzar la misma proporción de vacas preñadas. Aunque las vacas con distintos NP recibieron su primer servicio en diferentes momentos (menos de 40 días para las vacas de bajo NP y más de 40 días en vacas de alto NP; Figura 2.2), es poco probable que este factor influya significativamente sobre los DV, ya que la mediana de los D1S fue de 62 días y 70 días para el NP bajo y NP alto, respectivamente. Por lo tanto, las vacas de alta producción tienen más DV que las vacas de menor producción, para este particular conjunto de datos. Eicker *et al.* (1995) reportó que la mediana de DV para vacas con preñeces confirmadas y el número de días que requieren las vacas para preñarse crece linealmente con la producción acumulada a los 60 DEL. Hubo una diferencia de 12 días en los DV entre las

lactancias de muy alta producción con respecto a las de muy baja producción. Esta diferencia fue inferior a la observada en este estudio de 60 días entre las lactancias de NP bajo con respecto a las lactancias de NP alto. Sin embargo, es de destacar que la diferencia referida a la producción en litros entre los grupos de muy alta producción y muy baja producción reportada por Eicker *et al.* (1995) fue de 1.000 l, mientras que la diferencia fue 5,3 veces mayor en nuestro estudio (es decir, 5.354 l). Esto nos sugiere que los datos de producción en nuestro estudio tiene una mayor variabilidad que la población estudiada por Eicker *et al.* (1995). Entre los tambos argentinos existe mucha variabilidad en cuanto a las prácticas de manejo, la genética, la alimentación, la infraestructura para las vacas y la reproducción. Posiblemente, la misma naturaleza de los sistemas de manejo de Argentina, la cual es una mezcla entre el tipo de sistema de Nueva Zelanda de base pastoril y el tipo de sistema intensivo norteamericano de raciones mixtas, podría ser un factor importante que esté contribuyendo a esta variación.

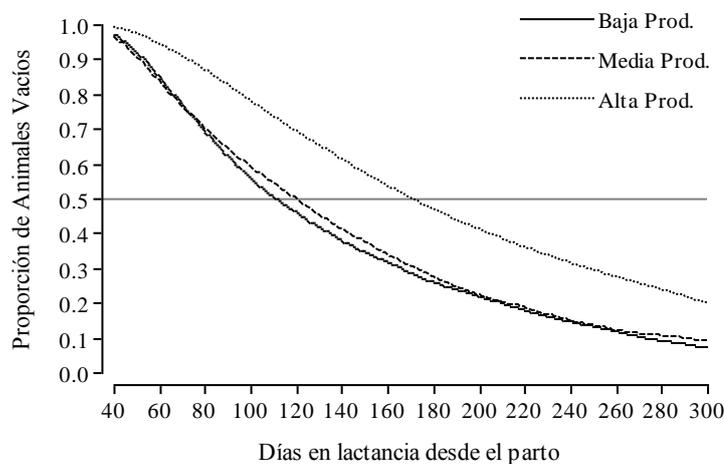


Figura 2.2. Curvas de supervivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren luego del parto hasta lograr la preñez (días vacíos) para lactancias con distintos niveles productivos (l/lactancia) de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fe y Córdoba.

Los resultados sugieren que la estación en que se produce el parto, por lo tanto el comienzo de una nueva lactancia, afecta a la probabilidad de la ocurrencia de la preñez para los dos indicadores reproductivos analizados (Tabla 2.2; Tabla 2.5.). Para la TP acumulada a los 100 DEL, las razones de chances fueron: otoño versus primavera: 1,73 veces mayor; otoño versus verano: 2,08 veces mayor; invierno versus primavera: 1,69; invierno versus verano: 2,05 (Tabla 2.4.). Para el indicador DV, las vacas que parieron durante las estaciones más frías (otoño e invierno) reflejaron menores DV en promedio que las vacas que han parido en verano. La razón de riesgo de preñarse fue de 1,04 veces mayor para vacas que han parido en invierno y 1,09 veces mayor para aquellas que han parido en otoño con respecto a las que han parido en verano (Tabla 2.6.). Los resultados corroboran la hipótesis de que las vacas que comienzan sus lactancias bajo estrés calórico tienen más probabilidad de tener menor desempeño reproductivo que aquellas que paren en épocas más favorables (USDA, 2010; Huang *et al.*, 2009; Silvestrini *et al.*, 2011a; Silvestrini *et al.*, 2011b). Capitaine Funes *et al.* (2004) demostraron que en la estación de otoño e invierno los animales tienen mayor fertilidad que en las estaciones de primavera y verano. Estos resultados son de esperarse, ya que las vacas que paren en estas estaciones pasan la mayor parte o la totalidad de sus primeros 100 DEL en estas mismas estaciones, por lo tanto, se esperaría un mayor valor de TP acumulada y DV si paren en las estaciones más frías. Además, los animales que paren en situaciones de stress calórico se ven afectados y se refleja en el resultado de los servicios al tacto de confirmación (Brouk *et al.*, 2007; Morton *et al.*, 2007). Los DV también se ve afectado por el mes en que se produce el parto (VanRaden *et al.*, 2002). Otros autores han reportado que los efectos negativos de un incremento en la temperatura ambiental es más crítico en la región sur que en la región norte de los Estados Unidos (Washburn *et al.*, 2002; Oleggini *et al.*, 2001; Oseni *et al.*, 2003).

Los coeficientes para el factor de variación #lact fueron estadísticamente significativos ($P < 0,001$), con una tendencia cuadrática para ambos indicadores reproductivos (Tabla 2.2.; Tabla 2.5.). Según lo observado, Las vacas más jóvenes se espera que tengan mayor TP acumulada a los 100 DEL y menos DV que las vacas más viejas. Las chances de preñez a los 100 DEL de los bovinos que se encuentran en su primera lactancia fueron de 0,86, 0,85 y 1,18 veces con respecto a los bovinos de la

segunda, tercera y cuarta lactancia respectivamente (Tabla 2.4.). Para DV, la razón de riesgo fue de 1,19 (IC 95%= 1,17 – 1,23) para las vacas de primera lactancia vs. las de cuarta lactancia; 1,25 para las vacas de segunda lactancia vs. las de cuarta lactancia y 1,22 para las vacas de tercera lactancia vs. las de cuarta lactancia (Tabla 2.6.). Estos resultados aseveran la hipótesis de la mayor fertilidad que poseen los animales más jóvenes con respecto a vacas más viejas (Weigel, 2004; Windig *et al.*, 2005; Melendez y Pinedo, 2007; Santos *et al.*, 2009).

Con respecto al factor tipo de servicio utilizado, para el indicador TP acumulada a los 100 DEL y centrándonos en la comparación entre la IA y el servicio natural, los resultados sugieren que las vacas que recibieron servicio natural tuvieron mayor chance de preñarse que las que recibieron IA o servicio combinado con un OR de 1,97 y 1,36, respectivamente (Tabla 2.4.). Sin embargo, cuando se particionó el análisis según los niveles productivos de las lactancias se encontró que, como se observa en la Figura 2.1, la diferencia en la TP acumulada es menor con el uso de IA que con el servicio natural a los 100 DEL entre los distintos NP. Es necesario notar en este trabajo que al servicio natural generalmente se lo asocia con NP bajos, y la IA con NP altos, como se detectó en la exploración de los datos de este estudio (Tabla 2.1.). En la Figura 2.3 se aprecian las curvas de proporción de preñez resultantes de la interacción nivel productivo y tipo de servicio utilizado, en donde se evidencia con claridad que las diferencias de la TP acumulada entre los distintos niveles productivos son menores cuando se utilizó IA como técnica (B) que cuando se utilizó servicio natural (A).

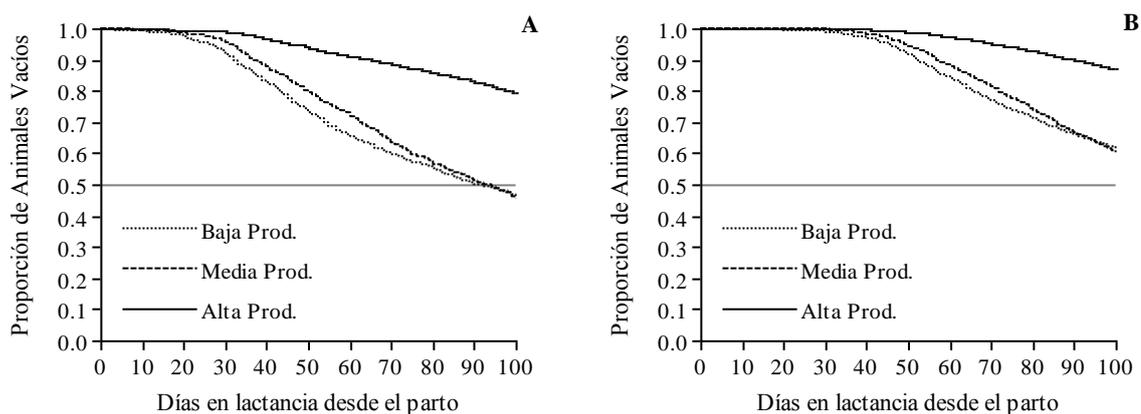


Figura 2.3. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos niveles productivos dentro del tipo de servicio natural (A) e IA (B).

Para el indicador DV, se comparó el TS combinado con la IA. El coeficiente para IA respecto al de servicio combinado resultó estadísticamente significativo ($p < 0,0001$); sugiriendo que las vacas que recibieron servicio combinado (IA y servicio natural) tienen un mayor riesgo de preñarse (Tabla 2.5.). La razón de riesgo para el servicio combinado respecto a la IA fue de 1,27; por lo tanto, las vacas que se encuentran en tambos que usan principalmente el tipo de servicio combinado tienen más riesgo de preñarse durante el periodo de observación que las vacas que se encuentran en tambos que usan principalmente IA como tipo de servicio (Tabla 2.6.). Otros estudios han comparado el desempeño reproductivo entre IA y el servicio natural. Las tasas de preñez obtenidas de tambos en donde usan IA o servicio natural no fueron distintas (Niles *et al.*, 2002; Williamson *et al.*, 1978), pero la tasa de preñez fue más variable entre los tambos que usan servicio natural que aquellos que usan IA (Williamson *et al.*, 1978). En otro estudio realizado en el centro norte de Florida, no se encontró diferencias entre la IA y el servicio natural (Lima *et al.*, 2008). En contraste a lo expuesto previamente, en un estudio realizado en California, las vacas quedaron preñadas más rápido cuando se las inseminó artificialmente que cuando se las expuso a servicio natural con toros (Overton y Sisco, 2005). Debido a que la eficiencia reproductiva en tambos que utilizan sólo IA depende de la detección de los celos (LeBlanc, 2005), la superioridad en el desempeño reproductivo

en tambos en donde usan un sistema combinado de servicios podría indicarnos que la detección del celo es pobre en muchos tambos de la población estudiada. De hecho, se ha reportado previamente que el promedio de detección de celos en los tambos de la región estudiada es del 42% (Capitaine Funes, 2005). También se construyeron curvas de Kaplan-Maier para el indicador reproductivo DV en función de los NP para el tipo de servicio combinado (Figura 2.4.A) e IA (Figura 2.4.B). Las curvas mostraron que las vacas expuestas a un tipo de servicio combinado se preñaron más rápidamente que las expuestas a IA para todos los NP. Hubo una diferencia de 15 días en promedio de DV entre el servicio combinado e IA. Esta diferencia podría estar asociada con la diferencia en la producción de 1.450 l entre las vacas expuestas al servicio combinado y vacas expuestas a IA (Tabla 2.1). La diferencia en DV entre los NP fue menor en aquellas que se las expuso a IA (Figura 4.2.B) que en aquellas que se expusieron a un servicio combinado. Estos resultados sugieren que el beneficio de la IA se ve reflejado principalmente en los indicadores productivos y fue menos perjudicial sobre el desempeño reproductivo en vacas de alta producción que en las de baja producción en Argentina. Asimismo la evaluación insesgada del beneficio de la IA se ve dificultada por el confundimiento de efectos del tipo de servicio con el nivel productivo, la mayoría de las lactancias clasificadas de alta producción se las asocia con IA (Tabla 2.1). Otros trabajos han reportado sobre la conveniencia de la utilización de IA, especialmente a tiempo fijo principalmente para tambos de alta producción de leche en donde la detección del celo se dificulta (De Vries *et al.*, 2005; Olynk y Wolf, 2008; Lima *et al.*, 2009; Lima *et al.*, 2010).

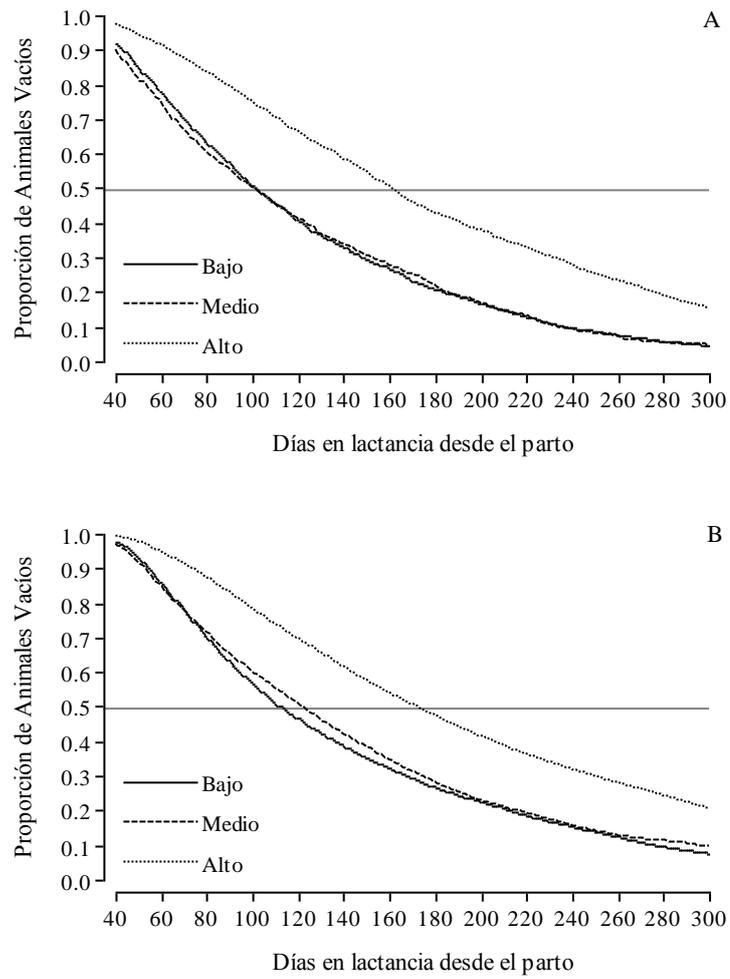


Figura 2.4. Curvas de sobrevivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez (días vacíos) para lactancias con distintos niveles productivos dentro del tipo de servicio combinado (A) e IA (B) de 76.401 vacas de 249 tambos de la zona Santa Fé y Córdoba.

CONCLUSIONES

Ambos indicadores de eficiencia reproductiva, tanto la tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia como los días vacíos, se vieron afectados por el nivel productivo, siendo a mayor la producción menor la chance de preñez a los 100 días de comenzada la lactancia y más días vacíos. Por otra parte, la estación de parto, el número de lactancia y el tipo de servicio empleado afectaron significativamente las chances y riesgos de preñez. Siendo mayores las chances de preñez cuando los partos corresponden a estaciones frescas y por consecuencia menos días abiertos. La relación con el factor número de lactancia es cuadrática para ambos indicadores reproductivos, indicando que a medida que aumenta el número de lactancia, aumenta la chance y el riesgo de preñez y luego comienza a decaer nuevamente. Cuando se emplearon servicios naturales, en el caso del indicador tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia, las chances de preñez aumentaron. Para el indicador días vacíos el tipo de servicio combinado dio lugar a un menor número de días vacíos con respecto a la IA.

Por último, hay que destacar la interacción entre el nivel productivo y tipo de servicio en ambos indicadores, en donde siempre la IA se asoció con una menor variación tanto en la tasa de preñez acumulada como en el número de días vacíos entre los distintos niveles de productivos de leche. Además de que siempre estuvo asociado a mayores producciones de leche.

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- Bello N.M., Steibel J.P. & Tempelman R.J. 2010. Hierarchical Bayesian modeling of random and residual variance-covariance matrices in bivariate mixed effects models. *Biometric J*; 52:297–313.
- Brouk M.J., Harner J.P., Smith J.F. & Armstrong D.V. 2007. Environmental modifications to address heat stress [Abstract]. *J Dairy Sci*; 90(Suppl. 1):624.
- Butler W.R. 2000. Nutritional interactions with reproductive performance in dairy cattle. *Anim Reprod Sci*. 60:449–57.
- Capitaine Funes A., Oyarzabal M.I., Bo G.A. & Vater A. 2004. Factors affecting conception rate in Argentinian dairy herds. 15 th International Congress on Animal Reproduction, 2004, abstract Volume 2. Page 289.
- Capitaine Funes A. 2005. Factores q afectan la tasa de preñez en rodeos lecheros en Argentina. [Factors affecting pregnancy rate in Argentinean dairy herds]. VI Simposio Internacional de Reproducción Animal:179–96.
- Cox D.R. 1972. Regression models and life-tables. *J Roy Stat Soc Ser B (Method)*; 34:187–220.
- De Vries A. & Risco C.A. 2005. Trends and seasonality of reproductive performance in Florida and Georgia dairy herds from 1976 to 2002. *J Dairy Sci*. 88:3155–65.
- De Vries A., Steenholdt C. & Risco C.A. 2005. Pregnancy rates and milk production in natural service and artificial inseminated dairy herds in Florida and Georgia. *J Dairy Sci*. 88:948–56.
- Dematawewa C.M.B. & Berger P.J. 1998. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility, and survival in Holsteins. *J Dairy Sci*. 81:2700–9.
- Eicker S.W., Gröhn Y.T. & Hertl J.A. 1995. The association between cumulative milk yield, days open, and days to first breeding in New York Holstein cows. *J Dairy Sci*. 79:235–41.
- Ferguson S.D. & Galligan D.T. 1993. Reproductive programs in dairy herds. *Proc Centr Vet Conf*. 161–78.
- Huang C., Tsuruta S., Bertrand J.K., Misztal I., Lawlor T.J. & Clay J.S. 2009. Trends for conception rate of Holstein over time in the southeastern United States. *J Dairy Sci*. 92:4641–7.
- JMP ® 9.0.1 Copyright©. 2010. SAS Institute Inc. Software for Windows. Cary, NC, USA.
- Jordan E.R. 2003. Effects of heat stress on reproduction. *J Dairy Sci*. 86: (E. Suppl.): E104-E114.
- Kaplan E.L. & Meier P. 1958. Nonparametric estimation from incomplete observations. *J Am Statist Assoc*. 53:457–81.

- Le Blanc S. 2005. Using DHI records on-farm to evaluate reproductive performance. *Adv Dairy Tech.* 17:319–30.
- Le Blanc S. 2010. Assessing the association of the level of milk production with reproductive performance in dairy cattle. *J Reprod Dev.* 56:S1–7.
- Lima F., De Vries A., Thatcher M.J., Risco C.A. & Thatcher W.W. 2008. Direct comparison of natural service vs. timed AI: Reproductive efficiency and economics. *Proceedings of the 45th Florida Dairy Production Conference:* 54–66.
- Lima F.S., Risco C.A., Thatcher M.J., Benzaquen M.E., Archbald L.F. & Santos J.E.P. 2009. Comparison of reproductive performance in lactating cows bred by natural service or timed artificial insemination. *J Dairy Sci.* 92:5456–66.
- Lima F.S., De Vries A., Risco C.A., Santos J.E.P. & Thatcher W.W. 2010. Economic comparison of natural service and timed artificial insemination breeding programs in dairy cattle. *J Dairy Sci.* 93:4404–13.
- López-Gatius F. 2003. Is fertility declining in dairy cattle? A retrospective study in northeastern Spain. *Theriogenology* 60:89–99.
- Lopez H., Satter L.D. & Wiltbank M. 2004. Relationship between level of milk production and estrous behaviour of lactating dairy cows. *Anim Reprod Sci* 2004; 81:209–23.
- Lucy M.C. 2001. Reproductive loss in high-producing dairy cattle: where will it end? *J Dairy Sci.* 84:1277–93.
- Lucy M.C., McDougall S. & Nation D.P. 2004. The use of treatments to improve the reproductive performance of lactating dairy cows in feedlot or pasture based management systems. *Anim Reprod Sci.* 82–83: 495–512.
- Melendez P. & Pinedo P. 2007. The association between reproductive performance and milk yield in Chilean Holstein cattle. *J Dairy Sci.* 90:184–92.
- Morton J.M., Tranter W.P., Mayer D.G. & Jonsson N.N. 2007. Effects of environmental heat on conception rates in lactating dairy cows: critical periods of exposure. *J Dairy Sci.* 90:2271–8.
- Niles D., Risco C.A. & Thatcher M.J. 2002. Seasonal evaluation of artificial insemination and natural service pregnancy rates in dairy herds. *Compend Contin Edu Practicing Vet.* 24:44–8.
- Oleggini G.H., Ely L.O. & Smith J.W. 2001. Effect of herd size on dairy herd performance parameters. *J Dairy Sci.* 84:1044–50.
- Olynk N.J. & Wolf C.A. 2008. Economic analysis of reproductive management strategies on US commercial dairy farms. *J Dairy Sci.* 91: 4082–91.
- Oseni S., Misztal I., Tsuruta S. & Rekaya R. 2003. Seasonality of days open in US Holsteins. *J Dairy Sci.* 86:3718–25.
- Overton M.W. & Sischo W.M. 2005. Comparison of reproductive performance by artificial insemination versus natural service sires in California dairies. *Theriogenology* 64:603–13.

- Pryce J.E. & Harris B.L. 2004. Genetic and economic evaluation of dairy cow body condition score in New Zealand. *Interbull Bull* 2004; 32:82–5.
- Santos J.E.P., Rutigliano H.M. & SáFilho M.F. 2009. Risk factors for resumption of postpartum cyclicity and embryonic survival in lactating dairy cows. *Anim Reprod Sci.* 110:207–21.
- SAS Institute. 2008. SAS/STAT Software for Windows 9.2. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Silvestrini M.P., Corva S.G., Lizarribar I. & de la Sota R.L. 2011a. Predictores de la duración del intervalo parto concepción en rodeos lecheros de la Pampa húmeda. IX Simposio Internacional de Reproducción Animal. Pag. 388.
- Silvestrini M.P., Corva S.G., Lizarribar I. & de la Sota R.L. 2011b. Factores de riesgo que afectan la eficiencia reproductiva en rodeos lecheros de la Pampa Húmeda. IX Simposio Internacional de Reproducción Animal. Pag. 389.
- Thatcher W.W., Bilby T.R., Bartolome J.A., Silvestre F., Staples C.R. & Santos J.E.P. 2006. Strategies for improving fertility in the modern dairy cow. *Theriogenology* 65:30–44.
- USDA. 2010. Overview of the United States dairy industry. Available at: <http://usda.mannlib.cornell.edu/usda/current/USDairyIndus/USDairyIndus-09-22-2010.pdf>.
- VanRaden P.M., Sanders A.H., Tooker M.E., Miller R.H. & Norman H.D. 2002. Daughter pregnancy rate evaluation of cow fertility. In: AIPL Presentations. Available at: http://aipl.arsusda.gov/reference/fertility/DPR_rpt.htm#DPR.2002.
- VanRaden P.M., Sanders A.H., Tooker M.E., Miller R.H., Norman H.D. & Kuhn M.T. 2004. Development of a national genetic evaluation for cow fertility. *J Dairy Sci.* 87:2285–92.
- Washburn S.P., Silvia W.J., Brown C.H., McDaniel B.T. & McAllister A.J. 2002. Trends in reproductive performance in Southeastern Holstein and Jersey DHI herds. *J Dairy Sci.* 85:244–51.
- Weigel K.A. 2004. Improving the reproductive efficiency of dairy cattle through genetic selection. *J Dairy Sci.* 87(E Suppl.):E86–92.
- Williamson N.B., Morris R.S. & Anderson G.A. 1978. Pregnancy rates and nonreturn rates following artificial and natural breeding in dairy herds. *Aust Vet J.* 54:111–20.
- Wiltbank M., Lopez H., Sartori R., Sangsritavong S. & Gümen A. 2006. Changes in reproductive physiology of lactating dairy cows due to elevated steroid metabolism. *Theriogenology* 65:17–29.
- Windig J.J., Calus M.P.L. & Veerkamp R.F. 2005. Influence of herd environment on health and fertility and their relationship with milk production. *J Dairy Sci.* 85:335–47.

CAPÍTULO III

ESTIMACIÓN DE CURVAS DE LACTANCIA E INDICADORES PRODUCTIVOS

INTRODUCCIÓN

El conocimiento del comportamiento de las curvas de lactancia es crucial para la toma de decisiones en un tambo (Macciotta *et al.*, 2004; Macciotta *et al.*, 2005). Esto no sólo a nivel promedio poblacional o a nivel del tambo, sino también a nivel individual (Dekkers *et al.*, 1998; Vargas *et al.*, 2000). La estimación de la curva lactancia provee parámetros que son fundamentales para determinar el costo reproductivo (De Vries 2006). En el modelo bioeconómico propuesto por Cabrera y Giodano (2010), para derivar costos reproductivos por animal bajo un determinado sistema productivo, uno de los inputs a tener en cuenta son los parámetros que derivan del ajuste de las curvas de lactancia. Mostert *et al.* (2003) en su trabajo clasificó a los tambos por performance productiva en dos grupos, los que superaban la producción media nacional como de alta producción y a los que no la superaban como de baja producción para estudiar cómo afectaba esto a la forma de la curva de lactancia y encontró, a través de sus parámetros, que la producción de leche fue superior, para los tambos de alta producción, a lo largo de toda la lactancia. Además, los tambos de alta producción presentaban curvas de lactancia más pronunciadas y las curvas de los tambos de baja producción eran más aplanadas. Como consecuencia de esto, la persistencia resultante era mayor en los tambos de baja producción que en los de alta producción. Estos resultados también fueron reportados en otros estudios como en el de Olori y Galesloot (1999) para vacas Holstein en Irlanda. Castillo *et al.* (2002), usando curvas de lactancia, mostraron que la estación de parto afecta la producción de leche. Según Terkeli *et al.* (2000), el pico más alto de producción y la mayor producción de leche es alcanzada por vacas que paren durante el otoño y el invierno. También las curvas de lactancia han permitido concluir que las vacas primíparas producen menos leche que las multíparas al comienzo de la lactancia con picos de producción más bajos, pero son más persistentes, siendo la producción acumulada a los 305 días significativamente menor (Teklerli *et al.*, 2000; Rekik *et al.*, 2003; Silvestre *et al.*, 2009). Así, el patrón de producción de leche depende no solamente del tiempo o días en lactancia, sino también de varios factores que normalmente se clasifican como genéticos o ambientales (Nicolò *et al.*, 2004).

Respondiendo a la necesidad metodológica de obtener modelos para las curvas de lactancia, se han propuesto varias funciones matemáticas para el ajuste del valor esperado de los litros de leche producidos por día según los días en lactancia, que difieren en el tipo de función (lineal o no lineal) y en el número de parámetros de la ecuación de los modelos. La función gamma incompleta de Wood (1967), con tres parámetros, es uno de los modelos más populares y vigentes al día de la fecha para describir las curvas de lactancia. Pero también, se usan para el ajuste de curvas de lactancia otros modelos como el modelo difásico (Grossman y Koops, 1988) y el modelo MilkBot propuesto por Ehrlich (2011). En ambos modelos, el número de parámetros a estimar es mayor que el del modelo de Wood. La incorporación de parámetros extras se realiza intentando capturar ciertos movimientos de las curvas de lactancia, algunos de los cuales tienen un justificativo fisiológico. Estos tres modelos conforman un conjunto clásico de funciones que son usadas como estándar para modelar la producción normal de leche y para cuantificar los cambios de la productividad a través del tiempo bajo diferentes sistemas productivos.

En numerosos trabajos de ajustes de curvas de lactancia, los modelos se estiman suponiendo que los datos de producciones consecutivas son independientes. Sin embargo, es importante considerar que los registros de producción de leche que surgen de los controles lecheros pueden encontrarse correlacionados serialmente ya que se trata de mediciones que se realizan a lo largo del tiempo sobre la misma unidad experimental o sujeto (el animal). La correlación entre dos registros subyacentes puede ser alta por efecto no solo de la genética del animal sino también por el ambiente o por el efecto a corto plazo de, por ejemplo, la alimentación (Ali y Schaeffer 1987; Carvalheira *et al.* 1998; Wade *et al.*, 1993). Así es de esperar que las mediciones que se encuentran más cercanas entre sí en el tiempo estén más correlacionadas que las que se encuentran más distantes. El desconocimiento de estos patrones de autocorrelación en la serie de datos puede resultar en conclusiones erróneas, principalmente cuando se quiere evaluar diferencias productivas promedios entre tratamientos (Nicolò *et al.*, 2004). La metodología de los modelos mixtos (West, 2007) es capaz de abordar estas complicaciones modelando la estructura de la covarianza de los términos de error en el modelo o, alternativamente, incorporando efectos aleatorios asociados a alguno(s) de los parámetros de la estructura de media del modelo. La incorporación de efectos aleatorios de sujeto permite contemplar la falta de cumplimiento

del supuesto de independencia entre las observaciones recolectadas de un mismo animal, y por ello representan una poderosa herramienta para analizar datos con medidas repetidas. Los avances en desarrollos metodológicos-estadísticos para el tratamiento de datos longitudinales normales (West *et al.*, 2007; Molenberghs *et al.*, 2008) han sido poco explorados en aplicaciones de la producción lechera (Quintero *et al.*, 2007). El uso de modelos contemporáneos, como los modelos no lineales mixtos, permite la mejorar las predicciones realizada para cada vaca contemplando la particularidad de cada animal y su entorno.

El objetivo de este Capítulo fue comparar el ajuste de curvas de lactancia logrado a partir de tres modelos no lineales (Wood, MilkBot y difásico) bajo dos enfoques estadísticos: modelos no lineales de efectos fijos y modelos no lineales con un efecto aleatorio adicional, es decir modelo no lineal mixto.

MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

Se trabajó con una base de datos conformada por 19.382 registros de controles lecheros proveniente del monitoreo mensual, realizado durante el periodo de un año, para 2.167 lactancias cerradas o de vacas que completaron la lactancia; todas mayores a los 149 días totales; 984 de éstas son primeras lactancias y las restantes son terceras lactancias. Los tambos involucrados pertenecen a la zona centro y sur de Santa Fe y provincia de Córdoba, Argentina. Las lactancias seleccionadas para este trabajo son aquellas asociadas a los establecimientos lecheros de mayor eficiencia reproductiva (tasa de preñez promedio anual $\geq 16\%$) y productiva (litros totales producidos por lactancia ≥ 7.200 l). Con respecto a la estación del parto, las lactancias que se consideraron para este trabajo, fueron las que comenzaron entre los meses de marzo a agosto (otoño + invierno) considerándolas de épocas frescas.

MODELOS NO LINEALES AJUSTADOS

El modelo de la función Gamma Incompleta (Wood, 1967) (3.1) se ajustó para cada una de las lactancias registradas tanto como un modelo de efectos fijo, es decir como es común (i.e. suponiendo observaciones independientes) y también como un modelo con intercepto aleatorio, es decir adicionando una componente aleatoria distribuida normalmente con media cero y varianza σ_a^2 al parámetro a de la función.

$$Y(t) = at^b \exp(-ct) \quad (3.1)$$

donde $Y(t)$ es la producción de leche en el día t de la lactancia, a es un parámetro que representa la producción al comienzo de la lactancia; b y c parámetros asociados al crecimiento y decrecimiento de las pendientes de la curva de lactancia. Las curvas de lactancia típicas tienen valores positivos de b y c . La componente aleatoria se supuso normalmente distribuida con media cero y varianza σ_a^2 , esta debe interpretarse como una variable no observable que representa una desviación aleatoria del coeficiente a de la i -ésima lactancia, y que es independiente del termino de error asociado a la variabilidad individual de las observaciones que no se explican con el modelo; se supone que los errores $e_{ij} \sim N(0, \sigma_a^2)$. Estimados los parámetros fijos de la curva, se calcularon los *litros al pico* (Y_{max}) (3.2) y los *días en lactancia al pico* (DEL_{pico}) (3.3) a través de las siguientes expresiones:

$$Y_{max} = a\left(\frac{b}{c}\right)^b \exp^{-b} \quad (3.2)$$

$$DEL_{pico} = \frac{b}{c} \quad (3.3)$$

También se ajustó a cada lactancia la función MilkBot (Ehrlich, 2011) (3.4) para la producción de leche en el día t de la lactancia $Y(t)$:

$$Y(t) = a \left(\frac{\exp \frac{c-t}{b}}{2} \right) \exp^{-dt} \quad (3.4)$$

Esta función consta de 4 parámetros; el parámetro a llamado *escala* el cual es un multiplicador que determina la magnitud total de la producción de leche y se expresa en l/d. El modelo MilBot también se ajustó para cada una de las lactancias registradas como un modelo de efectos fijos y como un modelo mixto, con un efecto aleatorio adicional, asociado al parámetro a . El parámetro b , *rampa*, que controla la velocidad del incremento de la producción de leche en la lactancia temprana y se expresó en días. El parámetro c , *desplazamiento*, representa el desplazamiento en tiempo entre el momento del parto y el momento en que se da la mayor tasa de incremento en la producción de leche; se expresó en días. Por último, el parámetro d o *decaimiento*, el cual controla la pérdida de la capacidad productiva y se expresó como días⁻¹. Utilizando dichos parámetros se calcularon *litros al pico* (Y_{max}) (3.5) y los *días en lactancia al pico* (DEL_{pico}) (3.6) a través de las siguientes expresiones:

$$Y_{max} = a \left(1 - \exp \left(\frac{c - (c - b \log \left(\frac{2bd}{1+bd} \right))}{b} \right) \exp \left(-d \left(c - b \log \left(\frac{2bd}{1+bd} \right) \right) \right) \right) \quad (3.5)$$

$$DEL_{pico} = -b \left(\log \left(\frac{2bd}{db+1} \right) \right) + c \quad (3.6)$$

La tercera función ajustada en este trabajo fue la función difásica (Grossman y Koops, 1988) (3.7), la cual se basa en la sumatoria de dos funciones logísticas y cuya expresión final es:

$$Y(t) = a_1 b_1 [1 - \tanh^2(b_1(t - c_1))] + a_2 b_2 [1 - \tanh^2(b_2(t - c_2))] \quad (3.7)$$

donde $Y(t)$ es la producción de leche en el día t (t son los días en lactancia; DEL), \tanh es la tangente hiperbólica, para la primera fase, a_1 y a_2 son la mitad de la asíntota de la producción total (L) en la fase uno y dos, respectivamente; b_1 y b_2 son la tasa de producción en relación a a_1 (días⁻¹) o a a_2 de la fase uno y dos, respectivamente. Por último, c_1 y c_2 son el tiempo al pico (días) de la fase uno y dos, respectivamente. El modelo difásico también se ajustó para cada una de las lactancias registradas como un modelo de efectos fijos y como un modelo mixto, con un efecto aleatorio adicional, asociado al parámetro a_i . Esta componente aleatoria se supuso normalmente distribuida con media cero y varianza σ_a^2 e independiente del término de error. Utilizando los parámetros a y b se calcularon los litros asociados al pico de producción de la fase i como el producto de ambos parámetros: $a_i b_i$.

Los ajustes se realizaron con PROC NLMIXED de SAS (SAS, 2008). En el Anexo II se presentan los códigos SAS usados para obtener los parámetros de las curvas para cada uno de los cuatro escenarios definidos previamente: fresco primera y tercera lactancia; caluroso, primera y tercera lactancia.

CRITERIOS DE COMPARACIÓN

La significancia de la componente de varianza asociada al efecto aleatorio adicional fue evaluado comparando, para los tres modelos (Wood, Milkbot y difásico), el modelo mixto con el modelo análogo de efectos fijos, mediante una prueba de cociente de verosimilitud (LRT). Para la construcción de la prueba a la cantidad $-2 \log(\text{verosimilitud})$ del modelo de referencia, con más cantidad de parámetros (modelo mixto), se le resta la cantidad $-2 \log(\text{verosimilitud})$ del modelo anidado (modelo de efectos fijos). La diferencia obtenida se compara con una distribución chi cuadrado con grados de libertad igual a la diferencia entre el número de parámetros estimados por uno y otro modelo. Como en nuestro caso la comparación es entre un modelo con una componente aleatoria y su versión de efectos fijos, se asume en la hipótesis nula de la prueba LRT que el chi cuadrado es una mezcla de distribuciones chi cuadrado con 0 y 1 grados de libertad, ambos con el mismo peso. Por lo tanto se usó una distribución Chi cuadrado con 0,5 grados de libertad (Verbeke y Molenberghs, 2000). Esta prueba se realizó con los estimadores de máxima verosimilitud restringida (REML) (Searle *et al.*, 1992). Luego, si la prueba resulta significativa, el modelo correcto es el más completo, en caso contrario, el modelo reducido es el adecuado.

El criterio de información de Akaike (AIC; Sakamoto *et al.*, 1987) y el Criterio de información Bayesiano (BIC; Schwarz, 1978; Druet *et al.*, 2003; Dematawewa *et al.*, 2007) también fueron usados como criterios de selección de modelo. Ambos constituyen herramientas para la selección de modelos, con estos índices se pueden ranquear distintos modelos y elegir el de menor valor. Adicionalmente, se usó el error cuadrático medio (RMSE) para la comparación de modelos, donde también, los que poseen los menores valores son los de mejor ajuste.

Finalmente, se usó la prueba de DW para evaluar la hipótesis de independencia entre los errores del modelo ajustado. Este asume que los errores se encuentran normalmente distribuidos con media cero e igual varianza. La hipótesis nula para esta prueba es que los errores son independientes, contra la hipótesis alternativa donde los errores se encuentran correlacionados y que esta correlación es del tipo autorregresivo de orden 1. El estadístico de la prueba es, $d \sim 2(1-r)$, donde r es la autocorrelación de la

muestral de los residuos. Si los errores son independientes, d va a estar cerca de 2. En contraposición, si los errores se encuentran fuertemente autocorrelacionados, d va a estar lejos de 2.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

CURVAS DE LACTANCIA OBSERVADAS

En la primera lactancia el pico de producción se produjo entre los 78 a 86 días en lactancia con una producción de 27 l al pico. En la tercera lactancia, el pico de producción ocurrió entre los 57 a 64 días en lactancia con 33 l al pico (Tabla 3.1 y Tabla 3.2.). En consecuencia, se observa la tendencia descrita por otros autores, en donde las vacas de tercera lactancia (vacas maduras) llegan al pico de producción en menor tiempo y con un mayor litraje asociado a ese momento. Como así también, la velocidad con la que decae la producción luego del pico es también mayor que en las curvas de lactancia de las vacas de primera lactancia (Rekik *et al.*, 2003; Macciotta *et al.*, 2004; Silvestre *et al.*, 2009; Cole *et al.*, 2011; Dematawewa *et al.*, 2007). En la Figura 3.1. se presentan las curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar del total de lactancias analizadas para los animales de primera lactancia (A) y la curva de lactancia promedio observada de todas las lactancias de primer lactancia (n=984) (B). Y en la Figura 3.2. se presentan las curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar del total de lactancias analizadas para los animales de primera lactancia (A) y la curva de lactancia promedio observada de todas las lactancias de primer lactancia (n=1.183) (B). De esta manera, queda de manifiesto la variabilidad que existe entre los animales de un mismo grupo.

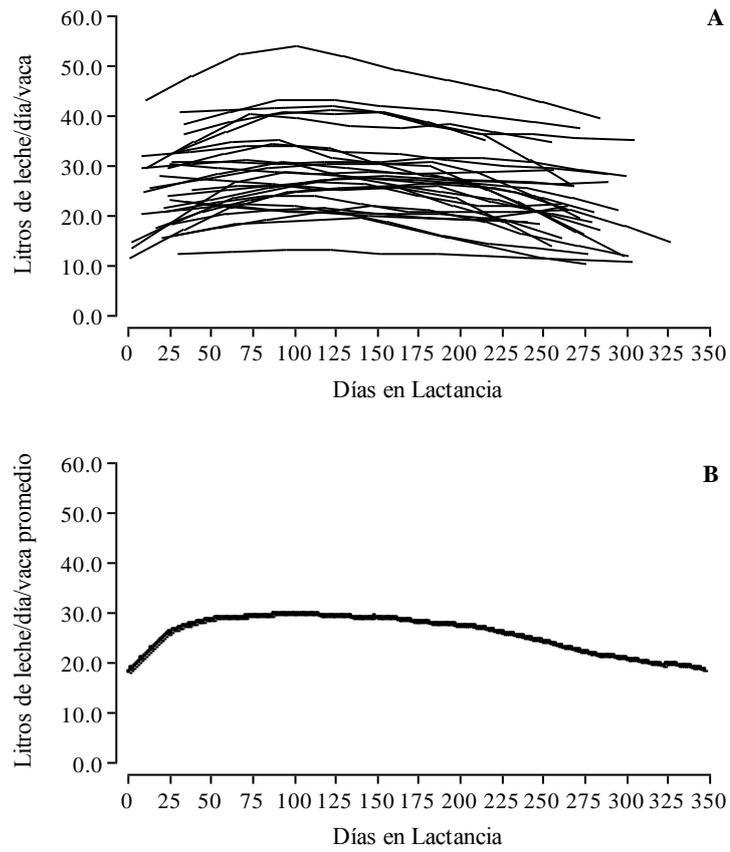


Figura 3.1. Curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar (A) del total de lactancias de primera lactancia y la curva de lactancia promedio observada (B) de todas las lactancias de primera lactancia (n=984).

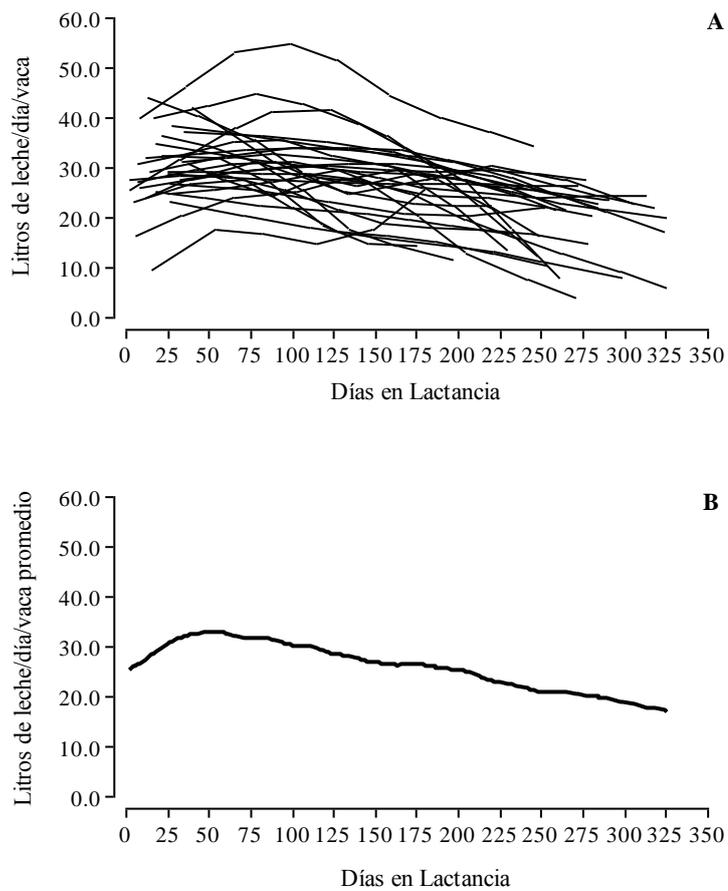


Figura 3.2. Curvas de lactancia observadas de 30 lactancias seleccionadas al azar (A) del total de lactancias de tercera lactancia y la curva de lactancia promedio observada (B) de todas las lactancias de tercera lactancia (n=1183).

CURVAS DE LACTANCIA AJUSTADAS

En la Tabla 3.1. se presenta las estimaciones de los parámetros para los ajustes de curvas de lactancia realizados con los modelos de Wood (Wood, 1967), MilkBot (Ehrlich, 2011) y difásico (Grossman y Koops, 1988), para lactancias de primer parto de épocas frescas. Según los criterios de bondad de ajustes utilizados, principalmente AIC, BIC y la prueba del cociente de verosimilitud, el modelo difásico es el del mejor ajuste. Sin embargo, es el de mayor error cuadrático medio (RMSE) y por lo tanto el de menor capacidad predictiva; en condiciones de buen ajuste de los datos observados el bajo RMSE es una característica esperada en modelos sobreparametrizados (Grossman y Koops, 1988; Grossman y Koops, 2003; Detawewa *et al.*, 2007). Esto se produce porque los modelos sobreparametrizados, ajustan bien los datos disponibles, pero pueden no producir buenas predicciones con nuevos datos. Las correlaciones entre los parámetros dada por la sobreparametrización produjo problemas de estimación en los errores estándares (matriz hessiana singular) (Tabla 3.1 y Tabla 3.2) (Detawewa *et al.*, 2007).

Entre los modelos de Wood y MilkBot clásicos (de efectos fijos) si bien los criterios de información sugieren la selección del MilkBot, las diferencias entre el RMSE no presentan una mejora significativa respecto al del de Wood. Por parsimonia, la selección del modelo de Wood de 3 parámetros constituiría una buena opción.

Al comparar cada uno de los modelos ajustados de manera clásica con los respectivos ajustes bajo el marco teórico de los modelos no lineales mixtos (MNLM) con un efecto aleatorio adicional, se puede observar que el componente aleatorio produce una mejora de los ajustes según los criterios de información de AIC, BIC, además de ser estadísticamente significativa la diferencia según la prueba LRT. Por otra parte, como muestra el test de Durbin Watson (DW), la inclusión del efecto aleatorio asociado al animal, disminuyó la correlación entre los datos de controles lecheros repetidos sobre una misma lactancia, y en este caso sobre el mismo individuo. Los valores de DW se incrementaron acercándose al valor esperado de 2 para ruido blanco (no correlacionados). Incluso, la capacidad predictiva de los modelos mejoró considerablemente (Detawewa *et al.*, 2007).

La estimación de la varianza del efecto aleatorio fue relativamente alta en los modelos MilkBot y en el difásico, poniendo en evidencia la alta variabilidad entre animales y la necesidad de ajustar las estimaciones/predicciones a las características diferenciales de las distintas lactancias, aún dentro de un mismo grupo. Esto no se vio reflejado en el modelo de Wood. Sin embargo, según los valores de RMSE mejoran las predicciones al agregarle un efecto aleatorio al modelo de Wood. Según Detawewa *et al.*, (2007), el modelo de Wood también fue el que presentó los menores valores de RMSE.

El efecto aleatorio adicional produjo un mejor ajuste desde un punto de vista estadístico incrementando la capacidad predictiva (Calegario y Mastri, 2005), pero no afectó o impactó sobre las estimaciones de los parámetros lecheros que se derivan desde la curvas de lactancia como los días al pico y los litros al pico. El parámetro derivado más sensible al cambio de modelo fue los días al pico, sobre todo en el modelo MilkBot. No obstante se observó mayores diferencias ocasionadas por usar Wood o MilkBot que por adicionar o no un efecto aleatorio para modelar las correlaciones entre los controles lecheros dentro de cada lactancia. Sin embargo, estos términos aleatorios son oportunos ya que como concluye Lindstrom y Bates (1990), la incorporación de estos términos aleatorios otorga la flexibilidad necesaria al modelo eliminando la necesidad de ajustar formas funcionales diferentes para individuos de un mismo rodeo.

Tabla 3.1. Estimaciones de parámetros y criterios de bondad de ajuste para tres modelos de curvas de lactancia como modelo de efectos fijos y como modelo mixto con efecto aleatorio asociado al parámetro a. Vacas de primer parto de épocas frescas.

Parámetro	Modelos de efectos fijos			Modelos mixtos		
	Wood	Milkbot	Difásico ²	Wood	Milkbot	Difásico
<i>a</i>	13,689 (0,210)	32,684 (0,242)	2.502,780 (0,593) 5.700,670 (0,111) 0,006 (1E-4)	12,947 (0,132)	32,530 (0,198)	2.053,930 (76,929) 4.002,510 (13,429) 0,006 nd*
<i>b</i>	0,199 (0,004)	34,390 (1,664)	0,003 (1E-5) 79,491 (2,974)	0,212 (0,002)	33,850 (0,968)	0,004 (1E-5) 105,060 (6,259)
<i>c</i>	-0,002 (3,5E-5)	-0,686 (0,667)	259,050 (9,948)	-0,002 (2,2E-5)	0,974 (0,357)	228,540 (0,510)
<i>d</i>		0,001 (3E-5)			0,001 (1,8E-5)	
S^2_u				2,832 (1,028)	11,145 (1,036)	1.408,105 (1,025)
<i>Litros al Pico</i> ³	27,090 (0,058)	27,562 (0,066)	16,095 (0,482) 18,247 (0,312) 79,491	26,951 (0,106)	27,438 (0,108)	16,980 (0,083) 16,135 (0,604) 105,060
<i>Días al Pico</i> ⁴	83,184 (0,851)	78,767 (1,484)	259,05 (9,948)	86,232 (0,496)	79,908 (0,901)	228,540 (0,510)
Criterios de Ajuste ⁵						
RMSE	6,563	6,561	7,961	3,846	3,847	4,306
AIC	199.813	199.787	62.584	178.664	178.684	56.445
BIC	199.846	199.829	62.644	178.694	178.720	56.484
DW	0,590	0,598	0,452	1,557	1,579	1,517
-2 log L.	199.805 [1]	199.777 [2]	62.581 [3]	178.654 [4]	178.672 [5]	56.429 [6]
LRT				[1 vs. 4]: 21.151 P<0,0001	[2 vs. 5]: 21.105 P<0,0001	[3 vs. 6]: 6.152 P<0,0001

¹Entre paréntesis, el error estándar.

²Para el modelo difásico cada parámetro fue estimado para las dos fases de la función por separado.

³Litros al Pico en el modelo de Wood= $a(b/c)b^*e^{-b}$; en el modelo de MilkBot= $(a)*((1-e^{-(c-(c-b)*\text{Log}((2*b*d)/(1+b*d))))/b)/2)*e^{-d*(c-b*\text{Log}((2*b*d)/(1+b*d)))}$; y en el modelo Difásico= $a*b$.

⁴Días al Pico en el modelo de Wood= b/c ; en el modelo de MilkBot= $b*(\text{Log}((2*d*b)/(d*b+1)))+c$; y en el modelo Difásico= c_1 y c_2 para cada fase.

⁵RMSE= square root of mean square error; AIC= criterio de información de Akaike; BIC= Criterio de información Bayesiano; DW= estadístico Durbin-Watson; -2log L.= -2 log(verosimilitud); LRT=pruebat de cociente de verosimilitud.

*nd= no disponible

En la Figura 3.3. se puede apreciar el comportamiento de los residuos para cada modelo ajustado en sus versiones clásicas (de efectos fijos) y bajo el marco de los MNLM para las lactancias de primer parto. El modelo de Wood, tiende a sobrevaluar los litros de leche hasta aproximadamente los 120 días, para luego subvaluarlos hasta los 250 días, y nuevamente sobrevaluarlos hasta terminada la lactancia. La misma tendencia fue observada por Grossman y Koops, (1988). Al adicionarle un efecto aleatorio, se aprecia una mejoría en el comportamiento de los residuos. Para el modelo de MilkBot, el comportamiento es totalmente antagonista al de Wood, ya que al comienzo de la lactancia subvalúa los litros de leche diarios hasta los 80 días aproximadamente, luego los sobrevalúa hasta los 170 días, para volver a subvaluarlos hasta los 270 días en lactancia y finalmente, los vuelve sobrevaluar hasta terminada la lactancia. Por otra parte se aprecia que el modelo difásico es el que posee el peor comportamiento según muestran los residuos. Estos resultados contradicen a los reportados por Grossman y Koops, (1988). Al adicionarle un efecto aleatorio no mejoró el comportamiento de los mismos.

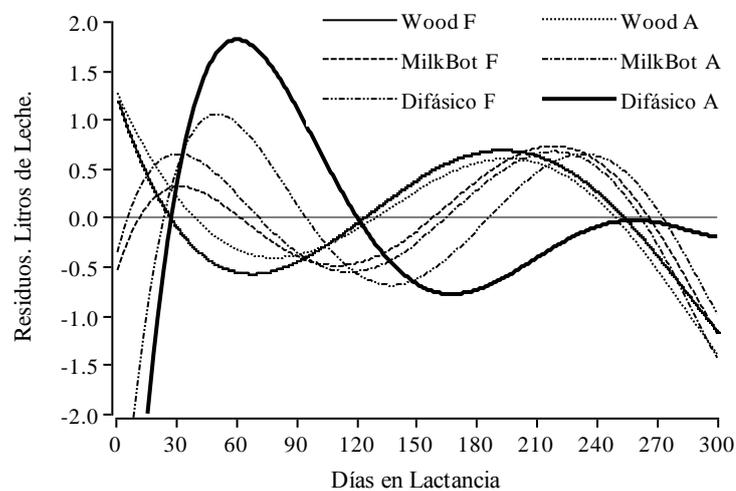


Figura 3.3. Residuos resultantes de cada modelo ajustado en sus versiones de efectos fijos (F) y bajo el marco de los modelos no lineales mixtos (A) para lactancias de primer parto.

En la Tabla 3.2. se presenta las estimaciones de los parámetros para los ajustes de curvas de lactancia realizados con los modelos de Wood (Wood, 1967), MilkBot (Ehrlich, 2011) y difásico (Grossman y Koops, 1988), para lactancias de tercer parto de épocas frescas. En las vacas de tercera lactancia a pesar de que los parámetros son mayores en sus valores, a excepción de los días al pico, lo que se observa es que a nivel de comparación de modelos sucede lo mismo que para las lactancias de primer parto. Con respecto al comportamiento de los residuos se repite el comportamiento, pero de manera más pronunciada.

Por otra parte, cabe mencionar que también se ajustaron las curvas de lactancia comenzadas en épocas calurosas (meses de septiembre a febrero), donde el efecto del estrés calórico se vio reflejado sobre el indicador *litros al pico* tanto en la primera, como en la tercera lactancia, produciendo una merma de entre 2 a 3 l al pico de producción. El indicador *días al pico* también se vio afectado, reduciendo entre 2 hasta 15 d los días hasta que se produce el pico de producción, tanto en la primera, como en la tercera lactancia (datos no mostrados). El efecto que produce el estrés calórico sobre la producción de leche ya fue descrita previamente por otros autores (Terkeli *et al.*, 2000; Castillo *et al.*, 2002; Rekik *et al.*, 2003; Silvestre *et al.*, 2009). A nivel de modelos se encuentran comportamientos similares a los observados en las épocas frescas en ambas lactancias (datos no mostrados).

Tabla 3.2. Estimaciones de parámetros y criterios de bondad de ajuste para tres modelos de curvas de lactancia como modelo de efectos fijos y como modelo mixto con efecto aleatorio asociado al parámetro *a*. Vacas de tercer parto de épocas frescas.

Parámetro	Modelos de efectos fijos			Modelos mixtos		
	Wood	Milkbot	Difásico ²	Wood	Milkbot	Difásico
<i>a</i>	17,511 (0,231)	43,986 (0,380)	2.511,540 (0,063) 5.703,100 (0,353)	16,666 (0,166)	45,864 (0,369)	2502,110 nd* 5699,140 nd
<i>b</i>	0,212 (0,004)	36,228 (1,725)	0,006 (2E-4) 0,003 (5E-5) 58,961 (3,412)	0,227 (0,003)	42,759 (1,449)	0,006 nd 0,003 nd 75,668 nd
<i>c</i>	-0,004 (3,6E-5)	-0,653 (0,532)	159,500 (10,794)	-0,004 (2,5E-5)	0,505 (0,373)	119,280 nd
<i>d</i>		0,003 (3,7E-4)			0,003 (3E-5)	
S^2_u				3,158 (1,016)	8,680 (1,015)	1.334,084 nd
<i>Litros al Pico</i> ³	33,443 (0,067)	33,836 (0,088)	16,052 (0,548) 18,030 (0,297)	33,489 (0,105)	33,733 (0,105)	15,828 (0,072) 16,797 (1E-5)
<i>Días al Pico</i> ⁴	57,267 (0,569)	61,430 (0,887)	58,704 (3,427) 159,37 (10,652)	58,822 (0,385)	64,831 (0,588)	75,668 nd 119,280 nd
Criterios de Ajuste ⁵						
RMSE	7,216	7,228	8,227	4,888	4,909	5,194
AIC	230.501	230.606	73.537	215.174	215.442	68.052
BIC	230.535	230.648	73.588	215.204	215.478	68.092
DW	0,745	0,758	0,657	1,463	1,482	1,520
-2 log L.	230.493 [1]	230.596 [2]	73.523 [3]	215.164 [4]	215.430 [5]	68.036 [6]
LRT				[1 vs. 4]: 21.151 P<0,0001	[2 vs. 5]: 21.105 P<0,0001	[3 vs. 6]: 5.487 P<0,0001

¹Entre paréntesis, el error estándar.

²Para el modelo difásico cada parámetro fue calculado para las dos fases de la función por separado.

³Litros al Pico en el modelo de Wood= $a(b/c)b^*e^{-b}$; en el modelo de MilkBot= $(a)*((1-e^{-(c-(c-b*\text{Log}((2*b*d)/(1+b*d))))/b)/2})*e^{-d*(c-b*\text{Log}((2*b*d)/(1+b*d)))}$; y en el modelo Difásico= $a_i b_i$.

⁴Días al Pico en el modelo de Wood= b/c ; en el modelo de MilkBot= $b*(\text{Log}((2*d*b)/(d*b+1)))+c$; y en el modelo Difásico= c_1 y c_2 para cada fase.

⁵RMSE= square root of mean square error; AIC= criterio de información de Akaike; BIC= Criterio de información Bayesiano; DW= estadístico Durbin-Watson; -2log L.= -2 log(verosimilitud); LRT= test de cociente de verosimilitud.

*nd= no disponible. Matriz hessiana no definida positivamente.

CONCLUSIONES

Los tres modelos no lineales para curvas de lactancia ajustaron mejor cuando se contempló un efecto aleatorio adicional para modelar la variabilidad entre las lactancias y la correlación de los datos de controles sucesivos realizados sobre la misma lactancia. Aunque la inclusión del efecto aleatorio no impactó significativamente sobre los parámetros derivados de la curva como los litros al pico o días al pico. En los tambos estudiados, el pico de producción se produjo alrededor de los 80 días con una producción promedio al pico de 27 litros. Se recomienda el agregar un efecto aleatorio de sujeto en caso que la curva de lactancia ajustada se utilice para predicción. El modelo difásico resultó computacionalmente complejo por su sobreparametrización y por lo tanto resultó poco práctico para el ajuste de curvas de lactancia como medio de derivar indicadores productivos. Por otra parte, como las diferencias de calidad de ajuste entre Wood y MilkBot no fueron importantes, se aconseja optar por el modelo más parsimonioso (Wood).

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- Ammon C. & Spilke J. 2005. Comparison of fixed- and random-regression models using different functional approaches of lactation curves for milk yield forecasts EFITA/WCCA Joint Congress on IT in Agriculture, Vila Real, Portugal, 630-635.
- Cabrera V.E. & Giordano J. 2010. Economic decision making for reproduction. 2010 Dairy Cattle Reproduction Conference. St Paul, MN.
- Calegario N. & Mastri R. 2005. Estimativa do crescimento de povoalimentos de Eucalyptus baseada na teoria dos modelos não lineares em multinível del efecto misto. *Ciencia Forestal*, Santa María, Volumen 15, Numero 3 p. 285 – 292.
- Dematawewa C.M.B., Pearson R.E. & VanRaden P.M. 2007. Modeling Extended Lactations of Holsteins. *J. Dairy Sci.* 90:3924–3936.
- Druet T., Jaffrézic F., Boichard D. & Ducrocq V. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *J. of Dairy Sci.* 86:2480-2490.
- Ehrlich J.L. 2011. Quantifying shape of lactation curves, and benchmark curves for common dairy breeds and parities. *Bov. Pract.* 45:88–95.
- Galesloot J.B. 2000. Development of lactation curves and projection factors for 305-day yields for the Dutch goat population as a base for management indicators. Proc. 32nd Biennial Session Int. Comm. Anim. Recording (ICAR). Bled, Slovenia.
- Grossman, M., & W. J. Koops. 1988. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 71:1598–1608.
- Jaffrezic F., White I.M.S., Thompson R. & Visscher P.M. 2002. Contrasting Models for Lactation Curve Analysis. *J. Dairy Sci.* 85:968–975.
- Lindstrom M.J. & Bates D.M. 1990. Nonlinear mixed effects models for repeated measures data; *Biometrics* 46, 673-687.
- Macciotta N.P.P., Vicario D., Di Mauro & Corrado Cappio-Borlino A. 2004. A Multivariate Approach to Modeling Shapes of Individual Lactation Curves in Cattle. *J. Dairy Sci.* 87:1092–1098.
- 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. *J. Dairy Sci.* 88, 1178–1191.
- Molenberghs G. & Verbeke G. 2005. *Models for Discrete Longitudinal Data*. Springer Series in Statistics.
- Molenberghs G., Fitzmaurice G., Davidian M. & Verbeke G. 2008. *Longitudinal Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC Handbooks of Modern Statistical Methods.
- Mostert B.E., Theron H.E. & Kanfer F.H.J. 2003. Derivation of standard lactation curves for South African dairy cows. *South African Journal of Animal Science* 2003, 33 (2).

- Nicolò P.P., Macciotta, Cappio-Borlino A. & Giuseppe Pulina. 2004. Growth and lactation curves. 2004. Chapter 6. Genetic Analysis of Complex Traits Using SAS by Arnold Saxton. Copyright(c) 2004 by SAS Institute Inc., Cary, NC, USA. ISBN 1-59047-507-0.
- Olori V.E. & Galesloot J.B. 1999. Projection of records and calculation of 305-day yields for dairy cattle in the Republic of Ireland. IP/99.2174/PG/NK.
- Piccardi M., Balzarini M., Capitaine Funes A. & Bó G.A. 2010. Normalización de la producción lechera a la quinta lactancia vía un modelo de regresión con efecto aleatorio de animal. 55a. Reunión anual de la Región Brasileira de la Sociedad Internacional de Biometría y 15 a Reunión anual de la Región Argentina de la Sociedad Internacional de Biometría 2010.
- Piccardi M., Capitaine Funes A., Balzarini M. & Bó G.A. 2010. Factores que afectan la eficiencia reproductiva en rodeos lecheros argentinos. Resultados análisis de base de datos de usuarios de Dairy Comp 305®. 2010. Rodeos lecheros Argentinos. Disponible en http://www.dctec.com.ar/index.cgi?wAccion=news&wid_news=47&wid_seccion=5&wid_item.
- Quintero Vélez J., Serna Gallo J. & Cerón-Muñoz M. 2007. Modelos mixtos no lineales en curvas de lactancia de búfalas en un sistema de producción orgánica en el Magdalena Medio Antioqueño (Colombia). *Livestock Research for Rural Development* 19 (4).
- Rekik B., Gara A.B., Hamouda M.B. & Hammami H. 2003. Fitting lactation curves of dairy cattle in different types of herds in Tunisia. *Livest. Prod. Sci.* 83, 309–315.
- SAS Institute. 2008. SAS/STAT Software for Windows 9.2. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Searle S.R., Casella G. & McCulloch C.E. 1992. *Variance Components*. New York: John Wiley & Sons.
- Silvestre A.M., Martins A.M., Santos V.A., Ginja M.M. & Colaço J.A. 2009. Lactation curves for milk, fat and protein in dairy cows: A full approach. *Livestock Science* 122 (2009) 308–313.
- Tekerli M., Akinci Z., Dogan I. & Ackan A. 2000. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balıkesir province of Turkey. *J. Dairy Sci.* 83, 1381–1386.
- West B.T, Welch K.B. & Gatecki A.T. 2007. *Linear Mixed Models: A Practical Guide Using Statistical Software*. Chapman & Hall/CRC. Boca Ratón, USA.
- Wood P.D.P. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle; *Nature (Londres)* 216: 164 – 165.

CAPÍTULO IV

MODELO BIOECONÓMICO BASADO EN INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA

INTRODUCCIÓN

La eficiencia reproductiva se ve afectada por varios factores, pero algunas de las variables son fundamentales desde una perspectiva económica (De Vries, 2006). Un indicador útil, entre otros, de la eficiencia reproductiva es el intervalo parto concepción o días vacíos (DV). Aumentos de los DV reduce la rentabilidad ya que disminuye la producción por vaca por año y la disponibilidad de vaquillonas de reemplazo (Bailie, 1982). El uso de protocolos de inseminación artificial o con tiempo fijo (Thatcher *et al.*, 2006; Souza *et al.*, 2009; Veneranda *et al.*, 2006; Veneranda *et al.*, 2008), que han aumentado en la región central de Argentina (Bo *et al.*, 2009) podría mejorar los beneficios económicos a través del control de los DV. Sin embargo, hay poca información regional sobre los costos de los sistemas de producción de leche (Capitaine Funes *et al.*, 2007). Se ha usado al indicador DV en distintos estudios para la estimación del costo de la no preñez a través de la estimación del costo de un día adicional de que un animal permanezca vacío. Algunos autores usaron los datos del DHI (*Dairy Herd Information*) para estimar el costo de los DV (Olds *et al.*, 1979). Otros han simulado modelos de tambos para calcular ese costo (Schmidt, 1989; Plaizier *et al.*, 1997). Así, los DV han sido usados para comparaciones económicas orientadas a detectar las mejores estrategias de manejo (Britt y Gaska, 1998; Esslemont, 1992; Campos *et al.*, 1995). La variabilidad en las estimaciones reportadas en la bibliografía de los costos adicionales de los DV crea un reto para las personas encargadas de tomar las decisiones. Meadows *et al.* (2005) encontró bajos valores para el beneficio marginal derivado del mejoramiento en la performance reproductiva. Esto podría explicar porque las estrategias de manejo reproductivo varían tanto entre tambos. Plaizier *et al.*, (1997) revisaron la literatura y encontraron que el costo promedio de un día adicional de DV, en Estados Unidos, variaba desde US\$0.29 a US\$2.60, pero en su propia estimación encontraron que el costo promedio fue US\$3.36 por cada día adicional. French y Nebel (2003) estimaron el costo desde US\$0.42 a los 100 DV a US\$4.95 a los 175 DV. Según De Vries *et al.*, (2010), el costo del día adicional de DV varía desde US\$0.81 a US\$13.33 y sigue aumentando a medida que aumentan los DV. En Argentina, poco se conoce de estos costos, no obstante es claro que cuando la performance reproductivo

aumenta, existe un cambio favorable en el *cash flow*, pero su importancia relativa respecto a indicadores de eficiencia productiva debe cuantificarse (Cattaneo *et al.*, 2012).

Cabrera (2010) desarrolló un modelo bioeconómico (“*Dairy Reproductive Economic Analysis*”) que simula tambos y cuyos cálculos se basan en las probabilidades de ocurrencia de distintos eventos interpretados como indicadores de eficiencia reproductiva y en indicadores de eficiencia productiva (Cabrera, 2012). Los indicadores que alimentan al modelo deben ser calculados para intervalos de tiempo de 21 días desde el primer parto hasta el noveno parto si se desea una medida global de eficiencia del establecimiento. Los eventos involucrados en lo reproductivo son: la preñez, la muerte, el descarte, la venta, el parto y el aborto; y en lo productivo son los parámetros de una curva de lactancia, específicamente la obtenida por el modelo de Milkbot (Ehrlich, 2011).

Este modelo bioeconómico (Cabrera, 2010) se basa en la concatenación de eventos a través de una cadena markoviana (Geyer, 1992). Un algoritmo basado en cadenas de Markov para modelar transiciones y cambios de estados. Esto lleva después de millones de iteraciones, al proceso simulado a un estado de convergencia, donde la cantidad de animales en los distintos estados o condiciones no cambia sustancialmente de una iteración a otra. Las probabilidades de transición son definidas como las probabilidades de que un grupo de vacas pasen de un estado a otro. Esta convergencia o estabilización de la población de animales en diferentes estadios es directamente influenciada por la eficiencia reproductiva del rodeo.

Entre los costos y ganancias que se tienen en cuenta en el modelo (Cabrera, 2010) están: el precio de la leche, el costo de una vaquillona de reposición, el costo del protocolo reproductivo utilizado, el valor de un ternero/a al parto, de una vaca descarte. y por último, las ganancias de la producción de leche descontando el costo de la alimentación. De esta manera, el retorno neto de cada vaca en el rodeo en un tiempo específico puede ser estimado como la agregación de los siguientes factores económicos: ingreso sobre los costos de alimentación, costos por posible descarte, costos por posible mortandad, ingresos por posibles terneros y terneras, y costos reproductivos. Una vez que la población de animales en la cadena de Markov converge y se conoce la distribución de animales en diferentes estadios, se calcula el retorno neto del rodeo, multiplicando la proporción de

animales en cada estadio por el retorno neto estimado en cada estadio. El retorno neto del rodeo es entonces el reflejo de la eficiencia reproductiva y consecuentemente, se puede estudiar, de esta manera el valor económico de mejorar la eficiencia reproductiva siguiendo el mismo proceso con diferentes eficiencias reproductivas.

La extensión de este modelo, que se basa en probabilidades a escala diaria (Giordano *et al.*, 2012), es usada para comparar el valor económico de distintos programas reproductivos sobre distintas unidades de análisis que puede ser desde una sola vaca o un grupo de vacas dentro de un mismo tambo e incluso distintos tambos. Para correr el modelo, es necesario tener asignadas probabilidades de ocurrencia de distintos eventos para cada vaca (ser descartada, morir, preñarse, parir), y tener asociada una curva de lactancia promedio para el rodeo. Esta herramienta permite combinar la curva de probabilidad de supervivencia reproductiva con el valor monetario esperado para calcular el Valor Actual Neto (VAN) para distintos programas reproductivos definidos por el usuario. El VAN global de un programa reproductivo específico es igual a la suma de los Valores Monetarios Esperados (VME) para los distintos eventos reproductivos según los parámetros económicos ingresados por el usuario. La extensión del modelo propuesta por Giordano *et al.*, (2012), que permite trabajar con probabilidades a escala diaria, presenta algunas limitaciones para su uso con fines comparativos de tratamientos o programas en distintos hatos, ya que los cálculos son basados en lactancias independientes y el riesgo de aborto no se incluye en el modelo (Giordano *et al.*, 2011; Giordano *et al.*, 2012).

En esta tesis se estima el costo reproductivo por vaca bajo diferentes sistemas de manejo reproductivo a través de la comparación de los resultados del modelo bioeconómico de Cabrera (2010) que trabaja en escala de 21 días. El modelo es aplicado bajo cuatro escenarios supuestos respecto a las probabilidades de los eventos esperables en tambos de argentina, previamente clasificados en función de sus indicadores de eficiencia productivos y reproductivos.

MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

Para estimar las probabilidades de eventos bajo distintos sistemas de producción lechera en Argentina, se trabajó con más de 500.000 lactancias de 296 tambos evaluados durante 2 años en Córdoba, Santa Fe y Buenos Aires. Se definieron cuatro sistemas de producción en función de la combinación de los litros (l) producidos por día (d) promedio/vaca para cada tambo y la tasa de preñez promedio por tambo: 25 l/d/vaca y 18 %TP, denominado C1; 25 l/d/vaca y 13 %TP, denominado C2; 20,5 l/d/vaca y 18 %TP, denominado C3; y por último, 20,5 l/d/vaca y 13 %TP, denominado C4. Estos valores críticos o umbrales fueron sugeridos de manera arbitraria. Luego se utilizó el modelo bioeconómico que se encuentra disponible online en: <http://dairymgt.info/markov/reader.php> (Cabrera, 2010) para los cuatro grupos de tambo.

ESTIMACIÓN DE PROBABILIDADES PARA ALIMENTAR EL MODELO

Primero se definió mediante fórmulas lógicas cada evento. De esta manera, para cada evento se creó una variable que contenía los tiempos entre la fecha del parto a cada evento objeto de estudio. Luego, se generó una variable *censor* para indicar si el bovino efectivamente había sufrido el evento objeto de estudio (éxito=0), llamándose eventos no censurados, y si no lo había sufrido (fracaso=1), los cuales se denominan eventos censurados. Para el evento preñez se censuraron los días vacíos en los siguientes casos: animales rechazados o descartados, muertos, vendidos, o animales que si bien quedaron preñados, luego sufrieron un aborto y no se volvieron a preñar y las lactancias que no habían sufrido ninguno de los eventos anteriores y llegaron al final del período de observación. Para el evento descarte, se censuraron las lactancias que no habían sido dadas de baja a lo largo del período de observación. Por último, para el evento aborto, se censuraron las lactancias que no habían sufrido ningún aborto.

Las probabilidades de ocurrencia de los eventos preñez, descarte y aborto necesarios para correr el modelo bioeconómico, se calcularon mediante análisis de sobrevivencia, mediante el método actuarial o tablas de vida, ya que la observación de los eventos se efectúa a intervalos fijos de tiempo (21 días). En este método, los tiempos de sobrevivencia se agrupan en intervalos. La longitud del intervalo depende de la frecuencia con que ocurre el evento de interés y puede no ser necesariamente de la misma longitud. La desventaja principal de este método es que da estimaciones poco precisas cuando el número de individuos es pequeño. En muestras grandes, es más apropiado para obtener las estimaciones y además permite derivar una función de riesgo. La misma, estima en cada tiempo la probabilidad de que suceda el evento en ese instante, condicionado a que no haya ocurrido antes. La función de riesgo (*hazard function*) (4.1) marca la dinámica del proceso estudiado, y que sus valores proveen una adecuada aproximación a la tasa de incidencia del evento de interés, lo que nos permite determinar cuál es el momento de mayor riesgo de que el individuo se preñe, sea descartado o aborte. Para estimar las funciones de riesgo para los tres eventos de interés se utilizó PROC LIFETEST de SAS (SAS, 2008) para cada número de lactancia y para cada sistema productivo previamente definido (Ver las Tablas de Vida en el Anexo I).

$$h(t) = \frac{P(t \leq T < t + \Delta t / T \geq t)}{\Delta t} \quad (4.1)$$

ESTIMACIÓN DE INDICADORES PRODUCTIVOS

Para obtener los parámetros de las curvas de producción de leche de los cuatro tipos de tambos para cada número de parto, se ajustaron las respectivas curvas de lactancia bajo el modelo de MilkBot (Ehrlich, 2011). Para esto, se utilizó PROC NLMIXED de SAS (SAS, 2008).

La función de MilkBot (4.2) es no lineal, donde $Y(t)$ es la producción de leche en el día t de la lactancia.

$$Y(t) = a \left(\frac{\exp\left(\frac{c-t}{b}\right)}{2} \right) \exp^{-dt} \quad (4.2)$$

Esta función consta de 4 parámetros; el parámetro a llamado *escala* el cual es un multiplicador que determina la magnitud total de la producción de leche y se expresa en l/día. El parámetro b , *rampa*, que controla la velocidad del incremento de la producción de leche en la lactancia temprana y se expresó en días. El parámetro c , *desplazamiento*, representa el desplazamiento en tiempo entre el momento del parto y el momento en que se da la mayor tasa de incremento en la producción de leche; se expresó en días. Por último, el parámetro d o *decaimiento*, el cual controla la pérdida de la capacidad productiva y se expresó como días⁻¹. Utilizando dichos parámetros se calcularon *litros al pico* (Y_{max}) (4.3) y los *días en lactancia al pico* (DEL_{pico}) (4.4) a través de las siguientes expresiones:

$$Y_{max} = a \left(1 - \exp\left(\frac{c - (c - b \log\left(\frac{2bd}{1+bd}\right))}{b}\right) \exp\left(-d \left(c - b \log\left(\frac{2bd}{1+bd}\right)\right)\right) \right) \quad (4.3)$$

$$DEL_{pico} = -b \left(\log\left(\frac{2bd}{db+1}\right) \right) + c \quad (4.4)$$

ESPECIFICACIÓN DE VALORES ECONÓMICOS

Los valores económicos usados en la implementación del modelo fueron tomados del mercado y calculados para la situación económica Argentina a octubre del año 2011 (Tabla 4.1).

Entre los costos y ganancias que se tienen en cuenta en el modelo, se encuentran: el precio de la leche (US\$/libra); el costo de una vaquillona de reposición (US\$/animal); el costo del programa reproductivo utilizado (US\$/vaca/21d), teniendo en cuenta los costos de labores para las inyecciones reproductivas, el costo de la detección de celos (DC), el costo de inseminación artificial (IA) dependiendo de cada escenario. El costo de los trabajos de inyecciones es el valor estimado del trabajo por hora de un personal de campo que haga ese trabajo. Para el costo de la IA, se incluye el costo del semen y la mano de obra adicional necesaria para realizar la inseminación.

El modelo también, tiene en cuenta, el precio de mercado de un ternero/a al parto de 50Kg (US\$/animal) y de una vaca descarte. El valor de descarte es el retorno estimado que se obtiene por la venta de una vaca como carne (US\$/animal). Por último, las ganancias de la producción de leche descontando el costo de la alimentación. El costo de la alimentación se define como el costo de un kilo de materia seca de la alimentación proporcionada a las vacas en ordeño. Este costo se expresa en US\$/libra MS e incluye todos los costos de compra o producción del alimento dentro del mismo campo (incluye costo de oportunidad de la tierra) y de reparto.

Tabla 4.1. Valores de mercado para la situación económica Argentina del mes de octubre del año 2011*.

Sistema de Producción	Producción leche (l/VO/ d)	
	25	20,50
Precio leche (\$/l)	1,48	1,48
Costo Alimentación** (\$/kg. MS promedio)	0,58	0,47
Precio Vaquillona Preñada (\$/Animal)	9.000	8.000
Precio Vaca descarte (\$/Animal)	3.500	3.500
Precio Ternera 50 kg.	1.500	1.250
Costo del Programa reproductivo (\$/animal/21 días)	30	20

* Valores en Pesos Argentinos (AR\$).

**Calculado según los parámetros de la Tabla 8.2.

Tabla 4.2. Parámetros para el cálculo del costo de la alimentación (\$/kg. MS promedio).

Sistema de Producción	Producción leche (l/VO/ d)	
	25	20,50
Dieta		
Silo de maíz (kg. MF)	23,50	17,05
Heno alfalfa ((kg. MF)	1	0,75
Pastura alfalfa (kg. MF)	28	33
Maíz molido (kg. MF)	5,15	4,37
Pellet de soja (kg. MF)	2,90	0,96
Pellet de girasol (kg. MF)	0,75	1,77
Cáscara de soja (kg. MF)	0,90	0
Minerales (kg. MF)	0,30	0,16
Afrechillo de trigo (kg. MF)	0	0,60
Total kg. Materia Fresca (MF)	62,50	59,11
Consumo Materia Seca (kg. MS/VO/d)	21,70	19,50
Costo Alimento por día (\$/VO/d)	12,90	9,30
Conversión (kg. Leche/kg. MS Alimento)	1,33	1,02

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

PROBABILIDADES DE PREÑEZ

En la Figura 4.1, se presentan las probabilidades o riesgos de preñez (en porcentaje) de las tres primeras lactancias para los 4 tipos de tambos (ver en el Anexo I, Tabla 2, las lactancias 4 a la 9). En todas las lactancias se observó, que aproximadamente en los primeros 63 a 83 días en lactancia el riesgo de preñez se incrementa abruptamente llegando al pico de riesgo. Este pico se mantiene hasta los 105 a 126 días en lactancia, aproximadamente. Luego, el riesgo de preñez desciende lentamente conforme transcurren los días de lactancia. Este patrón se observó en todos los tipos de tambos. También se observó que los tipos de tambo C1 y C2, ambos de alto desempeño reproductivo, se mostraron con un comportamiento similar en los valores de los riesgos de preñez a lo largo de la lactancia, diferenciándose de los tipos de tambo C3 y C4, que también mostraron un comportamiento reproductivo similar. Los máximos valores de riesgo alcanzados por los tambos C1 y C2 fueron hasta aproximadamente un 25% en las primeras 3 lactancias, siendo que para los tambos C3 y C4 fueron hasta un 18% aproximadamente. Estos máximos valores de probabilidades de preñez alcanzados, van decreciendo acorde va creciendo el número de lactancia. Este comportamiento fue observado en numerosos trabajos (Melendez y Pinedo, 2007; Santos *et al.*, 2009). De esta manera, en la lactancia 4, los valores alcanzados en los tambos C1 y C2 rondan entre 22 y 23% de preñez, siendo que para los tambos C3 y C4 rondan el 16 y 17%. En la lactancia 6 los valores de preñez alcanzados en los tambos C1 y C2 van entre 17 y 18% y en los tambos C3 y C4 entre el 14 y 15%. En la última lactancia analizada, la novena, los porcentajes de preñez esperados son entre 16 y 17% en los tambos C1 y C2, y aproximadamente un 13% en los tambos C3 y C4. En todas las lactancias y en todos los tipos de tambo se aprecia que en la última parte de la lactancia, aproximadamente luego de los 300 días, el riesgo de preñez estimado tiene un comportamiento errático, pero esto podría deberse a que hay menos lactancias que sean tan largas, y por lo tanto la estimación es menos precisa.

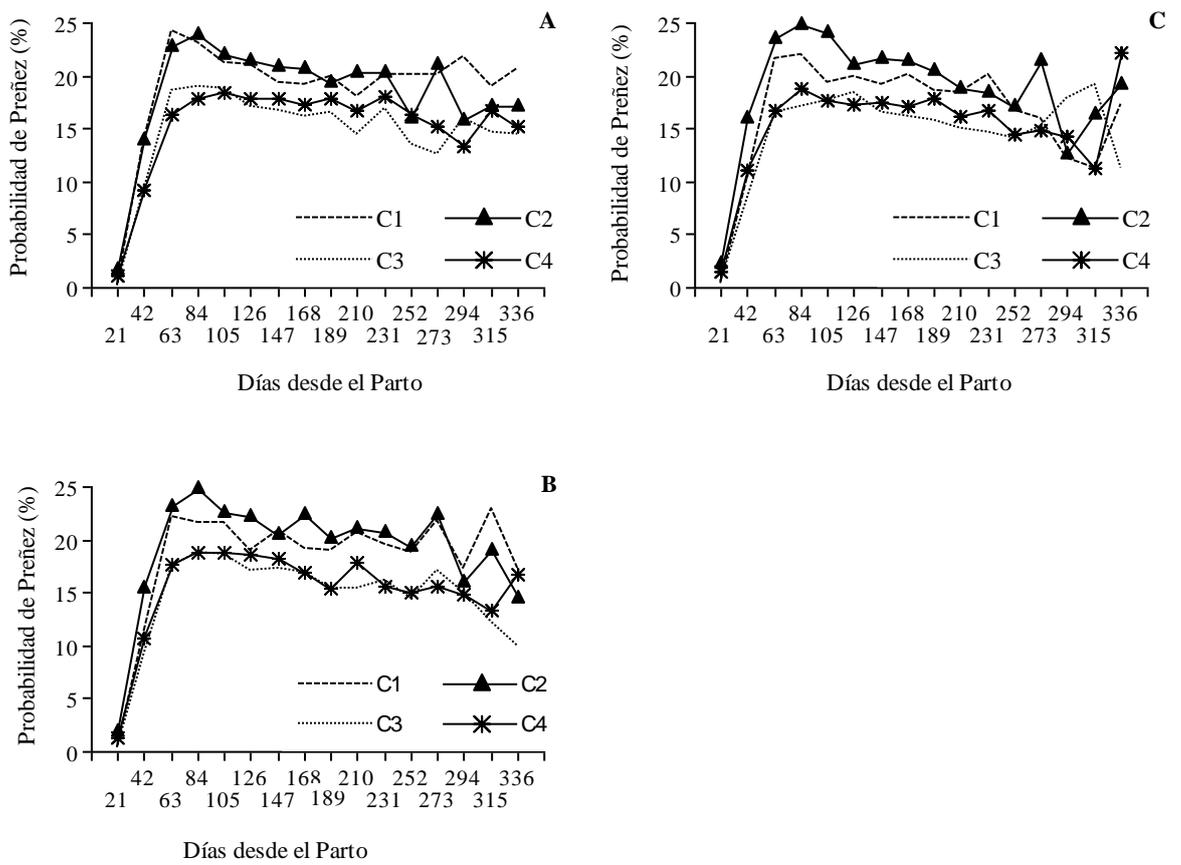


Figura 4.1. Riesgo de preñez para la primera (A), segunda (B) y tercera lactancia (C) categorizado por los cuatro tipos de tambos (C1, C2, C3 y C4).

PROBABILIDAD DE DESCARTE

En la Figura 4.2. se presentan las probabilidades o riesgos de descarte (en porcentaje) de las tres primeras lactancias para los 4 tipos de tambos (ver en el Anexo I, Tabla 3, las lactancias 4 a la 9). En todas las lactancias y tipos de tambos, se observó que en los primeros días en lactancia luego del parto es en donde los bovinos tienen un alto riesgo de ser descartados, para descender hasta el día 42 de lactancia. Luego, este riesgo se mantiene constante un determinado tiempo, dependiendo del número de lactancia, para nuevamente volver a elevarse llegando al pico de riesgo de descarte. De esta manera, el riesgo de descarte asociado a los primeros días en lactancia es aproximadamente del 2 al 3%, luego se mantiene constante en todos los tipos de tambos en un 1% hasta el día 189 en la primera lactancia, 168 en la cuarta lactancia, 126 en la sexta lactancia y 84 en la novena lactancia. Luego, el riesgo aumenta. Así, en el día 315 de lactancia, en la primera lactancia, el riesgo de descarte llega a valores de aproximadamente del 4%, en la cuarta lactancia al orden del 8%, en la sexta lactancia al 10% y en la novena lactancia del 14%. Estos valores siguen aumentando considerablemente como se puede apreciar en la Figura 4.2. En el estudio del riesgo de descarte, los tambos C1 y C3 se comportaban de manera similar y se diferenciaban de los tambos C2 y C4 que también fueron similares entre ellos. Los tambos C1 y C3 son los que poseen un alto desempeño productivo, en contraposición de los tambos C2 y C4. Estos últimos siempre estuvieron asociados a los mayores riesgos de descarte y a su vez, el tambo C2 de alto desempeño reproductivo, fue el que presentó los mayores valores de descarte. Numerosos autores han observado el mismo patrón de descarte dentro de una lactancia (Godden *et al.*, 2003; Dechow y Goodling, 2008; De Vries *et al.*, 2010). A su vez, existen trabajos que sugieren que a mayor número de lactancia, mayor es el riesgo que tiene el animal de ser descartado (Hadley *et al.*, 2006; Hare *et al.*, 2006). Por otra parte, De Vries *et al.* (2010) han estudiado el estado reproductivo como factor de descarte, mostrando que las vacas vacías tienen mayor riesgo de ser descartadas respecto a las preñadas. También se estudió cómo afectaba al riesgo de descarte la dificultad en el parto, la longitud del IPC y del IP1servicio (Sewalem *et al.*, 2008). Brannen *et al.* (1976), vieron que el patrón de descarte cambia cuando se mejora el

desempeño reproductivo de un grupo de vacas en lactancia mediante la sincronización de sus ciclos estruales.

Los porcentajes de mortalidad encontrados en nuestros datos se detallan en la Tabla 4.3. Los mayores valores se encontraron relacionados a los tambos de bajo desempeño reproductivo.

Tabla 4.3. Estimación de los porcentajes de mortalidad en promedio para cada tipo de tambo (C1, C2, C3 y C4) para todas las lactancias.

Clasificación de los Tambos	% Mortandad
C1	8,6
C2	7,2
C3	10,6
C4	11,1

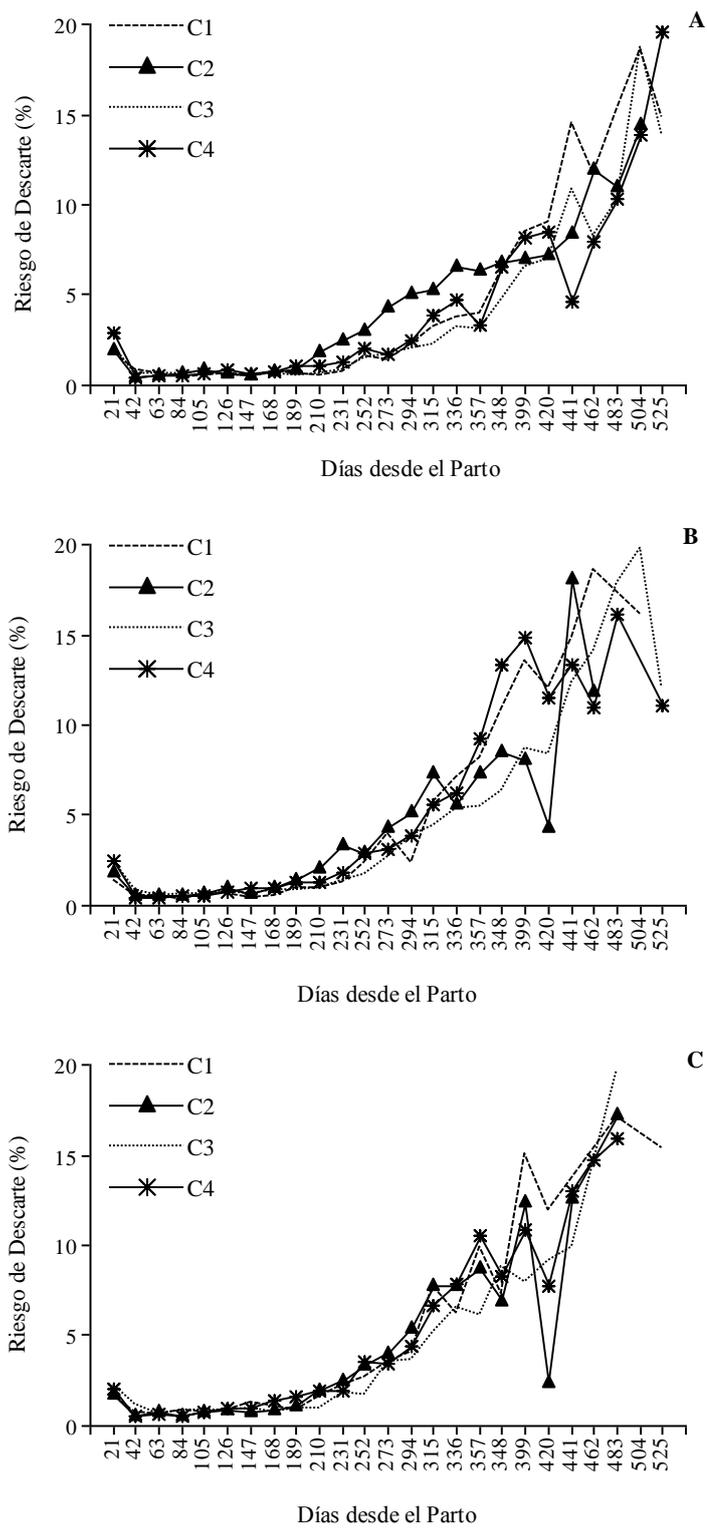


Figura 4.2. Riesgo de descarte para la primera (A), segunda (B) y tercera lactancia (C) categorizado por los cuatro tipos de tambos (C1, C2, C3 y C4).

PROBABILIDAD DE ABORTO

En la Figura 4.3. se presentan las probabilidades o riesgos de aborto (en porcentaje) de las tres primeras lactancias para los 4 tipos de tambos (ver en el Anexo I, Tabla 4, las lactancias 4 a la 9). En todas las lactancias y tipos de tambos, se observó dos picos de máximo riesgo de producirse un aborto, el primero se presenta alrededor de los 3 meses de gestación y el segundo, entre el quinto y sexto mes de gestación. Peter (2000) observó que el mayor riesgo de aborto se daba entre los días 95 y 105 de gestación. Según De Vries (2006), el porcentaje de aborto del segundo mes de gestación al octavo es de 3,5, 2,5, 1,5, 0,5, 0,25, 0,1 y 0,1%, respectivamente, sumando en total de 8,45% de aborto. Consecuentemente, la probabilidad de aborto total pasando el primer mes de lactancia es del 8,2%. En nuestros datos, también se puede apreciar que los tambos C2 y C4 se distinguen respecto al porcentaje de aborto de los tambos C1 y C3; siendo menores los riesgos de aborto asociados a los primeros tambos. El riesgo de aborto alcanza en los picos observados, valores de hasta un 5% en la primeras lactancias y de hasta un 7% en las últimas. Cabe destacar que los tambos C1 y C3 tienen en común un alto desempeño productivo. Esta relación, entre el desempeño productivo y la probabilidad de aborto, donde a mayor desempeño productivo es mayor la probabilidad de aborto, ya fue descrita previamente por otros autores (Chebel *et al.*, 2004). Así, la probabilidad acumulada de aborto de las vacas de primer lactancia fue de 21,8% para los tambos C1, 16% para los tambos C2, 18,8% para los tambos C3 y 16,3% para los tambos C4. Para las vacas de 3 lactancia la probabilidad de aborto acumulada fue de 21,4% para los tambos C1, 17% para los tambos C2, 17,1% para los tambos C3 y 16,2% para los tambos C4. Las probabilidades acumuladas en nuestro trabajo resultaron mayores a las reportadas por De Vries (2006).

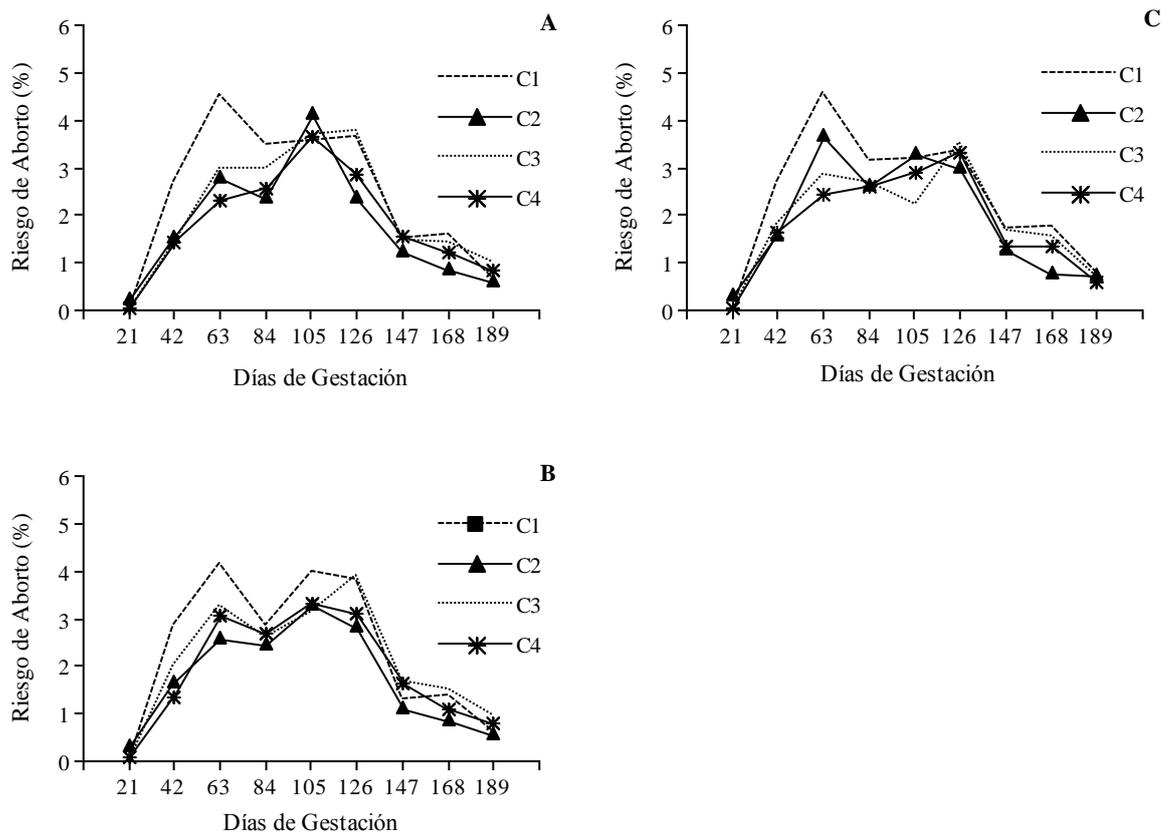


Figura 4.3. Probabilidad de aborto para la primera (A), segunda (B) y tercera lactancia (C) categorizado por los cuatro tipos de tambos (C1, C2, C3 y C4).

CURVAS DE LACTANCIA

Las curvas ajustadas para cada tipo de tambo resultaron similares entre los tambos C1 y C3 y entre C2 y C4 como era de esperarse, ya que la producción de leche fue uno de los criterios de clasificación de los tambos. Las curvas de lactancia ajustadas, están graficadas en la Figura 4.4.

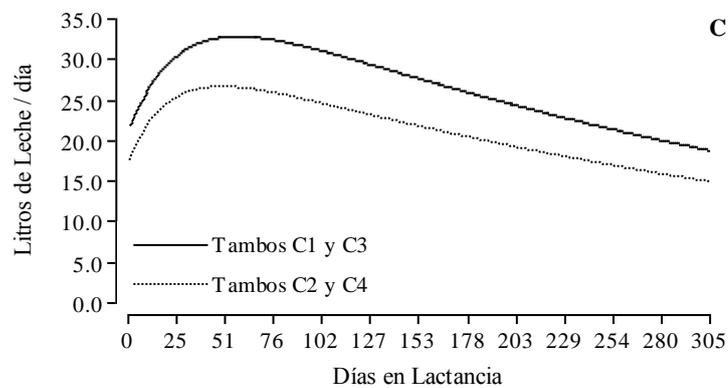
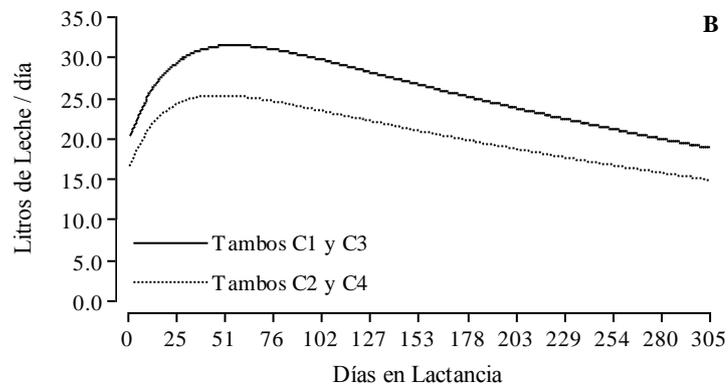
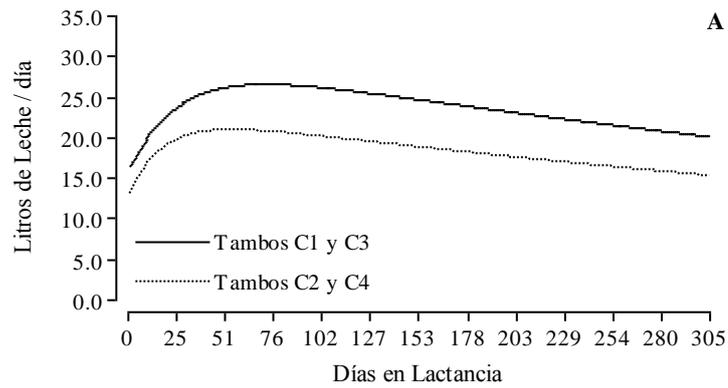


Figura 4.4. Curvas de lactancia ajustadas para la primera (A), segunda (B) y tercera lactancia (C) categorizado por los cuatro tipos de tambos (C1, C2, C3 y C4).

En la primera lactancia, en ambos grupos de tambos, como se menciona en la literatura, los litros al pico y los litros producidos a los 305 días en lactancia fueron

menores con respecto a las lactancias superiores (Rekik *et al.*, 2003; Macciotta *et al.*, 2004; Silvestre *et al.*, 2009; Cole *et al.*, 2011). Esto también se puede apreciar en la Tabla 4.4. donde los litros al pico para el grupo de tambos C1 y C2 fue de 26,59 y 20,95 l/d para el grupo de tambos C2y C4. A su vez los litros acumulados a los 305 días en lactancia fueron de 7.208 l para los tambos C1 y C3 y de 5.584,11 l para los tambos C2 y C4. Los días al pico en el grupo de tambos de mayor producción siempre es mayor y en todas las lactancias, que en el grupo de tambos de menor producción. Esa diferencia es aproximadamente entre 6 a 17 días. En la segunda lactancia el pico de producción se produce a los 55 días aproximadamente de lactancia con una producción de 31 l al pico en el grupo de tambos C1 y C3; y a los 48 días con una producción de 25 l al pico en el grupo de tambos C2 y C4. En la tercera lactancia, el pico de producción ocurre a los 57 días con 33 l al pico en el grupo de mayor producción (C1 y C3) y a los 49 días con un pico de producción de 27 l en el grupo de menor producción (C2 y C4). La diferencia en litros acumulados a los 305 días es de aproximadamente 1.600 l entre los grupos de tambos de alta y baja producción en todas las lactancias.

Tabla 4.4. Indicadores de eficiencia productiva derivados de los parámetros estimados a través del modelo de MilkBot para las primeras tres lactancias y tipos de tambos.

Tipos de Tambos	Número de Lactancia	Litros al pico	Días al Pico	Litros Acumulados 305 días
C1 y C3	1	26,6	71,7	7.209
	2	31,5	54,8	7.878
	3	32,8	57,1	8.124
C2 y C4	1	20,9	54,9	5.584
	2	25,2	48,2	6.234
	3	26,6	49,4	6.474

RESULTADOS DEL MODELO BIOECONÓMICO

Los resultados que nos arroja el modelo bioeconómico para cada tipo de tambo se encuentran en la Tabla 4.5. El costo reproductivo que posee una vaca por año es mayor en el tipo de tambo C1 (-595 AR\$), siguiéndolo el C3 (-439 AR\$), el C4 (-430 AR\$) y por último el C2 (-372 AR\$). La diferencia en el costo reproductivo por vaca por año en un tambo con una producción promedio de 25 litros/vaca y una tasa de preñez promedio anual del 18 %, versus un tambo con el mismo desempeño productivo, pero con una tasa de preñez anual del 13 % fue de 156 AR\$, que equivalen a 105 litros de leche actuales (156 AR\$/1,48 AR\$/l leche). El tambo de menor desempeño reproductivo, perdió de ganar AR\$ 415, equivalente a 280 litros de leche actuales por vaca por año según el retorno neto final (415 AR\$/1,48 AR\$/l leche). El tipo de sistema de producción C1, genera un mayor ingreso total final por vaca por año (\$7.924), ya que los costos de reemplazo y mortandad no son los más altos, el retorno que obtiene por parte de la venta de los terneros y terneras es el más alto de los sistemas y a su vez el ingreso que obtiene de la producción de leche descontando el costo de la alimentación es el más alto de los sistemas. Si bien la producción del sistema C3 es igual a la del sistema C1, tiene menores ganancias finales. Debido a que no tiene mayor inversión en reproducción, obteniendo de esa manera menores tasas de preñez promedio, el costo de reemplazo y mortandad es mayor que el sistema C1 y el retorno por los terneros también es menor, como así también el ingreso por la producción de leche sobre el costo de alimentación.

Tabla 4.5. Costos e ingresos por vaca por año (\$AR/vaca por año) para cada tipo de tambo.

	Clasificación de los Tambos			
	C1	C2	C3	C4
Ingreso leche sobre costos de Alimentación	8.016	6.239	7.622	6.403
Costo de reemplazo y mortandad	-550	-532	-645	-678
Costo reproductivo	-595	-372	-439	-430
Retorno de terneras/os	1.052	901	972	802
Retorno Neto Total	7.924	6.236	7.509	6.096

CONCLUSIÓN

Los resultados demuestran la importancia de combinar indicadores productivos y reproductivos para determinar la eficiencia económica de un sistema de manejo. Es posible traducir la información proveniente de los indicadores de eficiencia productiva y reproductiva en valores económicos necesarios para conducir a la toma criteriosa de decisiones en los rodeos lecheros. Así, la diferencia en el costo reproductivo por vaca por año en un tambo con una producción promedio de 25 litros/vaca y una tasa de preñez promedio anual del 18 %, versus un tambo con el mismo desempeño productivo, pero con una tasa de preñez anual del 13 % es el equivalente a 105 litros de leche actuales y el tambo de menor desempeño reproductivo, perdió de ganar un monto equivalente a 280 litros de leche actuales por vaca por año.

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- Bailie J.H. 1982. Management and economic effects of different levels of oestrus detection in the dairy herd. *Vet. Rec.* 110:218–221.
- Bó G.A., Cutaia L.E., Souza A.H. & Baruselli P.S. 2009. Actualización sobre protocolos de IATF en bovinos de leche utilizando dispositivos con progesterona. *Taurus*, 41:20-34.
- Brannen L.R., Ulberg L.C. & Zimbelman R.G. 1976. Managing Reproduction in Dairy Cattle: III. Changes in Culling Patterns with Increased Reproduction. *J. Dairy Sci.* 60:1125-1132.
- Britt J.S. & Gaska J. 1998. Comparison of two estrus synchronization programs in a large, confinement-housed dairy herd. *JAVMA* 212:210–212.
- Cabrera, V. E. 2010. A large Markovian linear program to optimize replacement policies and dairy herd net income for diets and nitrogen excretion. *J. Dairy Sci.* 93:394–406.
- Cabrera, V. E., D. Solís, and J. del Corral. 2010. Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 93:387–393.
- Cabrera, V.E. 2010. A large Markovian linear program to optimize replacement policies and dairy herd net income for diets and nitrogen excretion. *J. Dairy Sci.* 93 :394–406.
- Cabrera, V.E. 2012. A simple formulation and solution to the replacement problem: A practical tool to assess the economic cow value, the value of a new pregnancy, and the cost of a pregnancy loss. *J Dairy Sci.* 95:4683-4698.
- Cole J.B., Null D.J. & De Vries A. 2011. Short communication: Best prediction of 305-day lactation yields with regional and seasonal effects. *J. Dairy Sci.* 94 :1601–1604.
- Campos M.S., Wilcox C.J. & Spreen T.H. 1995. Effects of interrelationships of production and reproduction on net returns in Florida. *J. Dairy Sci.* 78:704–709.
- Capitaine Funes A., Vater A. & Acosta N. 2007. Análisis reproductivo de rodeos lecheros usuarios del Dairy Comp 305. <http://www.dairytech.com.ar>
- Cattaneo L., Baudracco J., Ortega H.H., Maciel M., Dick A. & Lazzarin B. 2012. Costo del día abierto en vacas lecheras Holando Argentino en sistemas de parición continua. *Comunicación. Revista Argentina de Producción Animal Vol 32 Supl. 1: 21-79 (2012).*
- Chebel R.C., Santos J.E.P., Reynolds J.P., Cerri R.L.A., Juchem S.O. & Overton M. 2004. Factors affecting conception rate after artificial insemination and pregnancy loss in lactating dairy cows. *Anim. Reprod. Sci.* 84: 239.
- De Vries A. 2006. Economic value of pregnancy. *J. Dairy Sci.* 89:3876–3885.
- De Vries A., Van Leeuwen J. & Thatcher W.W. 2010. Economics of Improved Reproductive Performance in Dairy Cattle. This document is AN156, one of a series

of the Department of Animal Sciences, Florida Cooperative Extension Service, Institute of Food and Agricultural Sciences, University of Florida. Published August 2005. Reviewed February 2010. Please visit the EDIS website at <http://edis.ifas.ufl.edu>).

- Ehrlich J.L. 2011. Quantifying shape of lactation curves, and benchmark curves for common dairy breeds and parities. *Bov. Pract.* 45:88–95.
- Esslemont R.J. 1992. Measuring dairy herd fertility. *Vet. Rec.* 131:209–212.
- Geyer C.J. Practical Markov Chain Monte Carlo. 1992. *Statistical Science* Vol. 7, No. 4 pp. 473-483.
- Giordano J.O., Fricke P.M., Wiltbank M.C. & Cabrera V.E. 2011. An economic decision-making decision support system for selection of reproductive management programs on dairy farms. *J Dairy Sci.* 94:6216-6232.
- Giordano J.O., Kalantari A., Fricke P.M., Wiltbank M.C. & Cabrera V.E. 2012. A daily herd Markov-chain model to study the reproductive and economic impact of reproductive programs combining timed artificial insemination and estrous detection. *J Dairy Sci.* 95:5442-5460.
- Lucy M.C., McDougall S. & Nation D.P. 2004. The use of treatments to improve the reproductive performance of lactating dairy cows in feedlot or pasture based management systems. *Anim Reprod Sci* 82-83, 495-512.
- Macciotta N.P.P., Vicario D., Corrado Di Mauro & Cappio-Borlino A. 2004. A Multivariate Approach to Modeling Shapes of Individual Lactation Curves in Cattle. *J. Dairy Sci.* 87:1092–1098.
- 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. *J. Dairy Sci.* 88:1178–1191.
- Melendez P. & Pinedo P. 2007. The association between reproductive performance and milk yield in Chilean Holstein cattle. *J Dairy Sci.* 90:184–92.
- Meadows C., Rajala-Schultz P.J. & Frazer G.S. 2005. A spreadsheet-based model demonstrating the nonuniform economic effects of varying reproductive performance in Ohio dairy herds. *J. Dairy Sci.* 88:1244–1254.
- Molenberghs G., Fitzmaurice G., Davidian M. & Verbeke G. 2008. *Longitudinal Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC Handbooks of Modern Statistical Methods.
- Olds D., Cooper T. & Thrift F.A. 1979. Effect of days open on economic aspects of current lactations. *J. Dairy Sci.* 62:1167.
- Oltenucu P.A., Ferguson J.D. & Lednor A.J. 1990. Economic evaluation of pregnancy diagnosis in dairy cattle: A decision analysis approach. *J. Dairy Sci.* 73:2826–2831.
- Pecsok S.R., McGilliard M.L. & Nebel R.L. 1994. Conception rates: Derivation and estimates for effects of estrus detection on cow profitability. *Journal of Dairy Science* 77:3008-3015.

- Peter A.T. 2000. Abortions in dairy cows: New insights and economic impact. Proc. Western Canadian Dairy Seminar, Red Deer, Alberta, Canada. *Adv. Dairy Technol.* 12:233–244.
- Pitcher P.M. & Galligan D.T. 1990. Decision analysis and economic evaluation of the use of the rapid milk progesterone assay for early detection of pregnancy status of cows. *JAVMA* 197:1586–1590.
- Plaizier J.C., King G.J., Dekkers J.C. & Lissemore K. 1997. Estimation of economic values of indices for reproductive performance in dairy herds using computer simulation. *J. Dairy Sci.* 80:2775–2783.
- Rekik B., Gara A.B., Hamouda M.B. & Hammami H. 2003. Fitting lactation curves of dairy cattle in different types of herds in Tunisia. *Livest. Prod. Sci.* 83, 309–315.
- Santos J.E.P., Thatcher W.W., Chebel R.C., Cerri R.L.A. & Calvao K.N. 2004. The effect of embryonic death rates in cattle on the efficacy of estrus synchronization programs. *Anim. Reprod. Sci.* 82–83:513–535.
- Santos J.E.P., Rutigliano H.M. & SáFilho M.F. 2009. Risk factors for resumption of postpartum cyclicity and embryonic survival in lactating dairy cows. *Anim Reprod Sci.* 110:207–21.
- SAS Institute. SAS/STAT Software for Windows 9.2. Cary, NC: SAS Institute Inc; 2008.
- Schmidt G.H. 1989. Effect of length of calving interval on income over feed and variable costs. *J. Dairy Sci.* 72:1605–1611.
- Silvestre A.M., Martins A.M., Santos V.A., Ginja M.M. & Colaço J.A. 2009. Lactation curves for milk, fat and protein in dairy cows: A full approach. *Livestock Science* 122 (2009) 308–313.
- Souza A.H., Viechnieski S., Lima F.A., Silva F.F., Araujo R., Bo G.A., Wiltbank M.C. & Baruselli P.S. 2009. Effects of equine chorionic gonadotropin and type of ovulatory stimulus in a timed-AI protocol on reproductive responses in dairy cows. *72: 10-21.*
- Thatcher W.W., Bilby T.R., Bartolome J.A., Silvestre F., Staples C.R. & Santos J.E.P. 2006. Strategies for improving fertility in the modern dairy cow. *Theriogenology* 65, 30-44.
- Veneranda G., Filippi L., Racca D., Romero G., Balla E., Cutaia L. & Bó G.A. 2006. Pregnancy rates in dairy cows treated with intravaginal progesterone devices and different fixed-time AI protocols. *Reprod, Fertil Dev* 18,118.
- Veneranda G., Filippi L., Racca D., Cutaia L. & Bó G.A. 2008. Pregnancy rates in dairy cows treated with intravaginal progesterone devices and GnRH or estradiol benzoate and eCG *Reprod, Fertil Dev* 20, 91.
- Verbeke G. & Molenberghs G. 2000. *Linear Mixed Models for Longitudinal Data.* Springer Series in Statistics. New-York: Springer-Verlag.
- West B.T., Welch K.B. & Gatecki A.T. 2007. *Linear Mixed Models: A Practical Guide Using Statistical Software.* Chapman & Hall/CRC. Boca Ratón, USA.

CAPÍTULO V

IMPLEMENTACIÓN DE INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN RODEOS LECHEROS SU USO EN LA COMPARACIÓN DE RAZAS

INTRODUCCIÓN

Las prácticas de manejo para la producción de leche y en la industria láctea, tanto en Argentina como en el resto del mundo, han mejorado considerablemente en los últimos 40 años. Aun así, varios autores han reportado una disminución de la fertilidad a través del tiempo en vacas de raza Holstein de Estados Unidos (Lucy, 2001; Washburn *et al.*, 2002; de Vries y Risco, 2005). Esta disminución de la fertilidad se la asoció al crecimiento de la producción de leche (Dematawewa y Berger, 1998; Lucy, 2001; Pryce y Harris, 2004). En el 2009, Huang *et al.* mostraron en su trabajo, el aumento en la producción de leche / día a través del tiempo al mismo tiempo que la disminución de la tasa de concepción desde 1985 al 2000 en el sud-este de los Estados Unidos. Estas tendencias se corroboran con otros estudios reportados anteriormente (Butler y Smith, 1989; Butler, 1998; Silvia, 1998; Washburn *et al.*, 2002; de Vries y Risco, 2005).

En el 2000, Hansen concluyó que el mejoramiento en la producción de leche a través de la continua selección genética resultó en un efecto contraproducente en los índices reproductivos y para ello se debería enfatizar sobre diferentes prácticas de manejo, sugiriendo así el cruzamiento como una alternativa viable que es actualmente utilizada rutinariamente en otras especies de producción de alimentos. Lucy (2001) sugirió que las altas producciones, los rodeos de gran tamaño, la reducción en la salud animal y el incremento de la consanguinidad podrían estar contribuyendo a la caída de los indicadores del desempeño reproductivo de la raza Holstein.

En Estados Unidos se estimó el coeficiente de consanguinidad para vacas nacidas en el 2013 en un 5.99% para la raza Holstein (USDA-ARS, 2013, Animal Improvement Programs Laboratory, April 2013, disponible en: <http://aipl.arsusda.gov/eval/summary/inbrd.cfm>). Hansen *et al.*, (2005) documentan que la consanguinidad estaría aumentando aproximadamente un 0.1% por año en las vacas Holstein Norteamericanas y sugieren que para establecimientos de producción lechera el coeficiente de consanguinidad no debería superar el 6.25%.

Otros estudios han documentado el potencial que tiene el uso de los cruzamientos en la industria láctea (Fohrman, 1946; Fohrmanetal, 1954; Bereskin y Touchberry, 1966;

Brandt *et al.*, 1974; McDowell, 1982; Rincon *et al.*, 1982; Vesely *et al.*, 1986; Ericson *et al.*, 1988; Hocking *et al.*, 1988; Touchberry, 1992; McAllister *et al.*, 1994). En 1974, McDowell *et al.* sugirieron que las posibles ventajas del uso de cruzas sobre el uso de razas puras en establecimientos lecheros, se traduciría en un menor periodo de servicio, menos días vacíos, mayor proporción de hembras que completan una o más lactancias y mayor porcentaje de vacas que conciben en cualquier momento del periodo de servicios. Otra investigación relacionada con los estudios anteriores (Weigel y Barlass, 2003), demuestra como ventajas de los cruzamientos sobre la raza pura además de la longevidad, la fertilidad, la facilidad al parto y la composición de la leche. Heins *et al.*, (2006c) concluyeron que la depresión por consanguinidad afecta directamente los índices de fertilidad, salud y supervivencia. Como así también afirman que el uso de la heterosis mediante el cruzamiento buscando el vigor híbrido entre razas, implicaría un bonus del 6.5% para la producción y por lo menos un 10% sobre la fertilidad, la resistencia a enfermedades y la vida productiva en vacas lecheras (Hansen *et al.*, 2005; Heins *et al.*, 2006a; Heins *et al.*, 2006b).

Lesmeister *et al.*, (2000) mostraron una mayor rentabilidad usando cruzas sobre la raza Holstein pura en tambos comerciales. Esto coincidió con los resultados obtenidos por Lopez-Villalobos *et al.*, (2000) en un estudio realizado en Nueva Zelanda. En la misma línea, VanRaden y Sanders (2003) demostraron una mayor rentabilidad resultante y una mayor vida productiva media en las cruzas de Pardo suizo y Jersey con Holstein (F1) versus la raza Holstein pura. Swalve *et al.* (2007) documentó en sus resultados parciales una mayor vida media productiva y mayor fertilidad en las cruzas Sueca Roja & Blanca/Holstein y pardo suizo/Holstein respecto a la raza pura Holstein.

El objetivo del uso de indicadores productivos y reproductivos en este capítulo fue comparar el desempeño de la raza Holstein (H) pura y la craza Sueca Roja & Blanca/Holstein (SRB/H) en dos rodeos lecheros comerciales de la región centro-sur de la provincia de Córdoba (Argentina).

MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

El conjunto de datos utilizados incluyeron 1.340 lactancias de tambos comerciales de la localidad de Ucacha (centro-sur de Córdoba, Argentina). De los 1.340 lactancias, 1183 correspondieron a la raza Holstein pura (H) y las 157 lactancias restantes a la cruce Sueca Roja & Blanca/Holstein (SRB/H). Se categorizó a los animales en vaquillonas si se encontraban en su primera lactancia y en vacas si se encontraban en una lactancia mayor. Con respecto a la estación del parto (EP), las lactancias que comenzaron entre los meses de septiembre a febrero (primavera + verano) se las clasificó como provenientes de estaciones cálidas y las lactancias que comenzaron entre los meses de marzo a agosto (otoño + invierno) se las clasificó como provenientes de estaciones frescas. No se pudo controlar el periodo de espera voluntario, ya que cada tambo usa su propio criterio, y por esto se calcularon los días al primer servicio (D1S) y el número de servicios dados por preñez lograda (NS/P) para cada raza a fin de evaluar el desempeño.

Se realizan dos ordeños diarios con un sistema de alimentación semiestabulado, pastoreando en algunas horas del día y por la noche en ensenadas en cercanías de los tambos. La base de la alimentación es el silo de maíz y pastoreo de alfalfa con la suplementación de harina de soja y pellet de girasol dependiendo de la época del año. Adicionalmente se le suministra sales minerales de acuerdo a cada categoría de animales. El sistema de servicios que se utiliza en ambos tambos es continuo, con una única ventana de suspensión de los mismos de 45 días (15 de marzo al 1 de mayo), evitando de ésta manera los partos de verano, época de mayor estrés calórico. Las inseminaciones se realizan a celo detectado, para ello la detección de celo se realiza rutinariamente dos veces por día con la ayuda de pintura en la base de la cola.

Se les realiza palpación o ecografía a todas las vacas para determinar condición uterina y status ovárico, las vacas con problemas en el parto, vacas con enfermedades reproductivas (retención de placenta, endometritis, etc.), vacas con partos normales y más de 30 días post parto (dpp), reciben el tratamiento que corresponda en cada caso. Las vacas

que no hayan recibido servicio son tratadas en este momento con prostaglandina (análogos de distintas marcas comerciales) para la sincronización de los celos. Las vacas que ingresen a protocolos de inseminación artificial a tiempo fijo (IATF), se seleccionan en este momento e ingresan a los protocolos que consisten en la inserción en el día 0 (lunes por la tarde) de un dispositivo con 0.5 gramos de progesterona (DIB ® 0.5, Syntex SA, Argentina) y la aplicación de 2 mg de benzoato de estradiol (Benzoato de Estradiol Syntex ®), en el día 7,5 (martes por la mañana) se remueve el DIB y son tratadas con 500µg cloprostenol sódico (Ciclase LD®, Syntex), y 400 UI de gonadotrofina coriónica equina (eCG, Novormon ® 5000, Syntex). El día 8,5 (miércoles por la mañana) son tratadas con 1 mg de benzoato de estradiol. El día jueves por la tarde, a las 54-56 h. de removido el dispositivo, se realiza la IATF.

Se llevan a cabo dos a tres bloques de IATF, sin interrumpir la inseminación a celo detectado. En el primer bloque de IATF (1 de mayo), ingresan aquellas vacas que parieron a finales del año anterior y se encuentran abiertas al momento de iniciar el año reproductivo y las vacas que parieron a fines de febrero y en el mes de marzo ya que estos animales no tuvieron chances de ser inseminadas (por el manejo reproductivo de los tambos). De esta manera se trata de evitar que se alargue el período parto 1º servicio. El segundo bloque en los meses de julio-agosto, con el objetivo de activar vacas que están en anestro, y de ser necesario, se realiza un tercer bloque en los meses de setiembre-octubre, con el mismo objetivo.

CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES

Inicialmente se realizó un análisis estadístico exploratorio de la variable días a primer servicio (D1S), número de servicios dados por preñez lograda (NS/P) y l/d/vaca promedio para cada raza, en función de dos factores: estación de parto (verano + primavera y otoño + invierno) y categoría del animal (vaquillona= 1 lactancia; vaca \geq 2 lactancia). La variable D1S y número de servicios por preñez fueron expresadas en términos de mediana y no de media, ya que su distribución se encuentra sesgada hacia la derecha. Se comparó mediante ANAVA la variable de distribución normal (l/d/vaca) y con el test de

Mann-Whitney las variables que no cumplían con el supuesto de la normalidad (D1S y número de servicios dados por preñez). Se ajustó un modelo de regresión de riesgo proporcionales de Cox (Cox, 1972) usando PROC PHREG en SAS (SAS Institute, 2008). Para comparar las razas con respecto a los días vacíos (DV) en función de la categoría del animal, la estación de parto y sus interacciones. Mediante el PROC LIFEREG de SAS se probó el supuesto de que los riesgos son proporcionales en el tiempo. También, se obtuvieron curvas de Kaplan – Meier (Kaplan y Meier, 1958) para cada raza y categoría animal para comparar a través de los días en lactancia o días postparto el porcentaje de animales preñados en un momento t. Las curvas se calcularon según el algoritmo de Kaplan y Meier para cada una de las razas, y se comparó la igualdad de dos o más curvas de sobrevivencia con el estadístico Log Rank (Kaplan y Meier, 1958). Un valor alto de Log Rank se corresponde a un valor “P” (probabilidad de que las curvas sean diferentes sólo por azar) pequeño; valores $P < 0,05$ fueron usados como indicadores de diferencias estadísticamente significativas entre las curvas de sobrevivencia, que en nuestro caso sugieren la probabilidad de que un animal siga “abierto” condicional al tiempo transcurrido desde el último parto o comienzo de la lactancia.

Tanto para el análisis de sobrevivencia, como para el modelo de riesgos proporcionales de Cox, los animales entran en un grupo de “riesgo” en este estudio de preñarse luego del parto. En este trabajo, el último día en donde se colectaron datos para ser analizados fue el 31 de diciembre del 2010 (definido como el tiempo “t”). Si un animal se preñaba durante la colecta de datos y no se registraba que hubiera abortado antes del 31 de diciembre del 2010 (tiempo “t”), no se la censuraba. Por lo tanto, cuando se habla de una observación censurada se refiere a que el animal no se logró preñar antes del tiempo “t” (31 de diciembre de 2010), o bien se la dejó de observar ya que se terminó la recolección de los datos. Otros motivos por los cuales se dejó de observar a una vaca durante el estudio fueron: animales que dejan de pertenecer a la lista de elegibles para los servicios, animales que mueren durante el estudio y animales que se sentencian a irse del rodeo y luego se venden. Un caso muy importante de censura que también se tuvo en cuenta en este estudio fueron las vacas que quedaron preñadas, pero luego sufrieron un aborto y no se volvieron a preñar antes del tiempo “t” (31 de diciembre de 2010). Así, los días de vaca vacía o vacíos (DV) fueron medidos como los días desde el parto hasta que la vaca fue censurada o bien

hasta que la vaca se lograba preñar y no tuviera un aborto posterior registrado durante el periodo de observación o de recolección de datos antes mencionado (1 de enero de 2008 al 31 de diciembre de 2010). Para poder seleccionar los factores de mayor significancia estadística del modelo se empleó el procedimiento “*Stepwise*” de selección de variables (variables asociadas con un valor P mayor a 0,05 fueron excluidas). Por último, se modelaron las curvas de lactancia para cada categoría de animal de cada tipo de raza usando el modelo MilkBot (Ehrlich, 2011), teniendo en cuenta el efecto sujeto-específico dado por la vaca usando el PROC NLMIXED de SAS para estimar los litros acumulados a los 305 días y litros al pico de lactancia. Luego, los litros acumulados a 305 días y los litros al pico de lactancia estimados para cada individuo fueron comparados por raza y categoría de animal a través de un ANOVA. Para todos los análisis realizados la significancia estadística considerada fue de $P \leq 0,05$.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 5.1 se presenta el número de registros, la producción de leche promedio diaria, la mediana del número de días al primer servicio y el número de servicios dados/preñez confirmada para cada categoría animal clasificado por la raza. La producción promedio por día no fue estadísticamente diferente entre razas: 20,8 l para las vaquillonas H y 20,0 l para las vaquillonas SRB/H; 25,0 l para las vacas H y 24,4 l para las vacas SRB/H. Los días a primer servicio (D1S) fue estadísticamente diferente entre razas, siendo 80 días para las vaquillonas H y 73 días para las vaquillonas SRB/H ($P = 0,0184$) y 63 días para las vacas H vs. 52 d para las vacas cruza SRB/H ($P = 0,0053$). El número de servicios dados/ preñez NS/P fue también fue estadísticamente diferente entre razas: 2 para las vaquillonas H vs. 1 para la cruza SRB/H ($P=0,0005$), 2 para las vacas H vs. 1 para la cruza SRB/H ($P = 0,0002$) (Tabla 5.1.).

Si consideramos la estación de parto, la producción de leche promedio diaria no fue significativamente diferente entre las dos razas tanto en la época fresca, como calurosa ($P > 0,05$). Los D1S tampoco resultó significativamente distinto durante la estación de parto calurosa entre las razas, pero si lo fue en la estación de parto fresca, tanto en vaquillonas

como en vacas, siendo 73 d para vaquillonas H vs. 65 d para vaquillonas cruza SRB/H (P=0,0184), y 59 d para vacas H y 43 d para vacas cruza SRB/H (P=0,0003). El NS/P confirmada fue estadísticamente diferente en ambas estaciones de parto entre las razas en cualquier categoría de animal evaluada: 2 para la raza H y 1 para la cruza SRB/H (P < 0,05) (Tabla 5.2).

Tabla 5.1. Producción de leche litros/día/vaca, días a primer servicio (D1S) y número de servicios por preñez (NS/P) para la raza Holstein pura (H) y para la cruza Holstein/SRB particionado por la categoría del animal.

Raza	Producción de leche		D1S [d]		NS/P [número]	
	[l/d/vaca]		Mediana		Mediana	
	Media± EE ¹		(Q1-Q3) ²		(Q1-Q3)	
	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca
H	20,8	25,0	80	63	2	2
(n = 1183)	±0,2a*	±0,2a	(59-102) a	(44-85) a	(1-3)a	(1-3) b
SRB/H	20,0	24,4	73	52	1	1
(n = 157)	±0,4a	±0,7a	(51-90) a	(36-74) b	(1-2) a	(1-2) b

*Letras distintas indican diferencias estadísticamente significativas dentro de las columnas ($\alpha \leq 0,05$).

¹EE= Error estandar

²Q1=Cuantil 0,25, Q3= Cuantil 0,75

Tabla 5.2. Producción de leche (l/d/vaca), días a primer servicio (D1S) y número de servicios por preñez (NS/P) lograda para la raza Holstein pura (H) y para la cruce Holstein/SRB particionado por la estación de parto.

Estación de parto	Raza	Producción de leche [l/d/vaca]		D1S [d]		NS/P [número]	
		Media \pm EE ¹	Media \pm EE ¹	Mediana (Q1-Q3) ²	Mediana (Q1-Q3)	Mediana (Q1-Q3)	Mediana (Q1-Q3)
Calurosas	H	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca
		20,9	24,1	88	77	2	2
	SRB/H	19,8	23,5	89	73	1	1
	$\pm 0,3a^*$	$\pm 0,3a$	(63-114) a	(47-96) b	(1-3) a	(1-4) b	
Frescas	H	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca	Vaquillona	Vaca
		20,6	25,3	73	59	2	2
	SRB/H	20,1	24,8	65	43	1	1
	$\pm 0,3a$	$\pm 0,2b$	(56-99) a	(42-79) a	(1-3) a	(1-3) b	
		$\pm 0,5a$	$\pm 0,8b$	(48-83) a	(33-63) a	(1-2) a	(1-2) b

*Letras distintas indican diferencias estadísticamente significativas dentro de las columnas ($\alpha \leq 0,05$).

¹EE= Error estandar.

²Q1=Cuantil 0,25, Q3= Cuantil 0,75

Los factores propuestos en el modelo que resultaron estadísticamente significativos fueron la raza, la estación del parto y la interacción entre la estación del parto y la categoría del bovino ($P < 0,05$; Tabla 5.3).

Tabla 5.3. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor analizado en la regresión de riesgos proporcionales de Cox.

Factor	LRT	P-valor
Raza	20,07	<0,0001**
Estación de parto (EP)	4,41	0,0357*
Categoría del animal (CA)	2,91	0,0878
Raza *EP	0,19	0,6556
Raza*CA	8,60	0,0033*
EP*CA	0,01	0,8978

* P < 0,05

**P < 0,0001

Con respecto a la raza, el coeficiente para la raza H respecto a la craza SRB/H fue estadísticamente significativo ($P < 0,0001$) y negativo sugiriendo que lactancias de la raza H tienen menor riesgo de preñez que las SRB/H a lo largo del periodo de observación (Tabla 5.4). La razón de riesgo para las lactancias de la raza SRB/H respecto a las H fue de 1,69 (CI 95%=1,367; 2,08), indicando que las SRB/H tienen un 1.69 chances más de quedar preñadas a lo largo del periodo de observación que las H ($P < 0,0001$; Tabla 5.5).

Tabla 5.4. Parámetros estimados de la regresión para las variables explicativas del modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox.

Variable explicativa ¹	Coeficiente de regresión	Error estándar	IC 95% Límite inferior	IC 95% Límite superior
Raza				
Holstein (H)	-0,27	0,05	-0,37	-015
Estación del parto (EP)				
Frescas	0,11	0,05	0,01	0,22
Categoría del animal (CA)				
Vaquillona	-0,09	0,05	-0,19	0,01
Interacción (Raza*EP)				
[H]*[frescas]	0,02	0,05	-0,08	0,13
Interacción (Raza*CA)				
[H]*[vaquillona]	0,14	0,05	0,05	0,24
Interacción (EP*CA)				
[frescas]*[vaquillona]	-0,01	0,03	-0,06	0,07

¹ La variable explicativa que no tiene valores de los parámetros estimados, es la referencia para las comparaciones estadísticas.

Tabla 5.5. Razón de riesgo o *Hazard Ratio* (HR) e intervalo de confianza al 95% (LI: límite Inferior y LS: límite superior) para comparaciones entre las clases de raza (Holstein pura=H; cruza SRB/H), estación del parto (EP), categoría del animal (CA) para especificar su efecto sobre los días de vaca vacía (DV).

Factores ¹	HR	LI 95%	LS 95%	P-valor
Raza [SRB/H vs. H]	1,69	1,36	2,08	<0,0001*
E EP [Fresca vs. Calurosa]	1,24	1,01	1,54	0,0357*
CA [Vaca vs. Vaquillona]	1,19	0,97	1,45	0,0878

*Valores $p < 0,05$ indican diferencias estadísticamente significativas entre la clase especificada y la clase de referencia para el factor en estudio.

En nuestro estudio, los resultados sugieren que la estación en que se produce el parto, por lo tanto el comienzo de una nueva lactancia, afecta al riesgo de la ocurrencia de una preñez (Tabla 5.4). La razón de riesgo es 1,24 (95% IC = 1,01; 1,54) veces mayor para aquellas lactancias comenzadas durante las estaciones frescas comparadas a las lactancias comenzadas en estaciones calurosas (Tabla 5.5).

La interacción entre categoría animal y la raza del animal resultó estadísticamente significativa ($P=0.0033$; Tabla 5.4), por lo que se comparó mediante un análisis de sobrevida el comportamiento de cada raza en función de la categoría del animal (vaquillona o vaca). En la Figura 5.1. se observan las curvas de sobrevida de Kaplan-Meier para las lactancias de vaquillonas (Figura 5.1.A), encontrándose diferencia estadísticamente significativa entre la raza H y la SRB/H ($P= 0,0248$). Este comportamiento se repite y se acentúa en las lactancias provenientes de vacas, por ello en la Figura 5.1.B se puede apreciar que las curvas de sobrevida de las dos razas difieren entre sí ($P < 0,00001$). Adicionalmente, en la Tabla 5.6 se puede observar que, la mediana del tiempo en donde se preña el 50% de las vaquillonas para la raza H fue de 129 días (95%IC = 120; 139) y para las SRB/H fue de 99 días (95%IC = 83; 108). Mientras que la mediana del tiempo en donde se preña el 50% de las vacas para la raza H fue de 123 días (95%IC = 114; 135) y para la raza SRB/H fue de 85 días 95%IC = 70; 95).

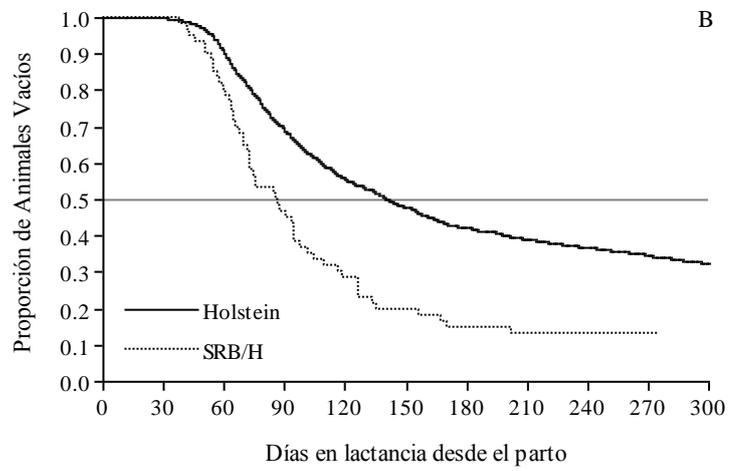
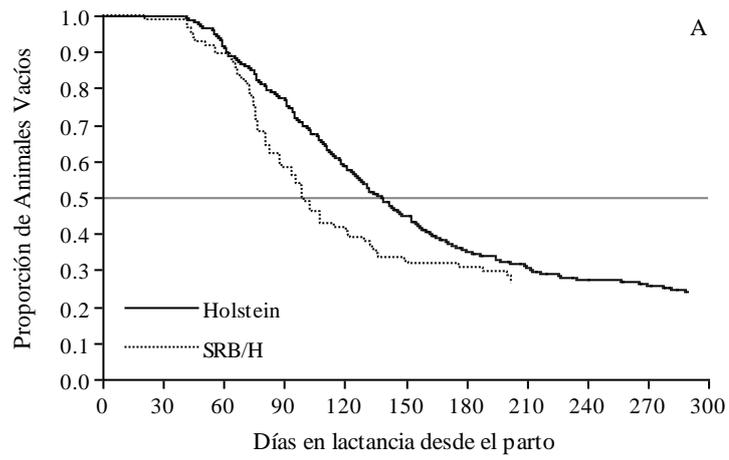


Figura 5.1. Curvas de sobrevivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias de raza Holstein pura y cruce Holstein/SRB para la primíparas (A) y para múltiparas (B).

Tabla 5.6. Mediana del tiempo estimado e IC (95%) que transcurre hasta lograr la preñez y los percentiles 25 (P25) y 75 (P75) asociados según la categoría del animal y la raza (Holstein pura=H; cruce SRB/H).

Categoría del animal	Raza	Mediana del tiempo IC 95% (LI – LS)	25% de animales Preñados	75% de animales preñados
Vaquillona	H	129 (120 – 139)	91	200
	SRB/H	99 (83 – 108)	75	151
Vaca	H	123 (114 – 135)	79	258
	SRB/H	85 (70 – 95)	64	119

En la Figura 5.2. se observan las curvas de lactancia modeladas para las vaquillonas de cada raza y en la Figura 5.3. para las vacas de cada raza. El parámetro litros acumulados a los 305 días estimados por el modelo no lineal de las vaquillonas de la raza H fue de 6.468 l y para las SRB/H fue de 6.140 l ($P=0,0052$) y para las vacas fue de 7.607 l para H y 7.214 l para SRB/H respectivamente ($P=0,0336$). Los litros al pico de producción estimados por el modelo no lineal de las vaquillonas y raza H fue de 23 l y para la SRB/H fue de 22 l ($P<0,05$). Los litros al pico de producción estimados para las vacas y raza H fue de 30 l y para las de la SRB/H fue de 28 l ($P<0,05$).

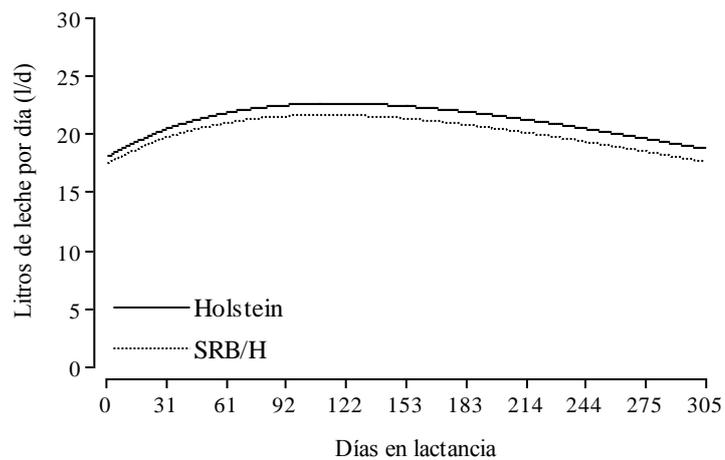


Figura 5.2. Curvas de lactancia para vaquillonas de la raza Holstein pura (línea llena) y para la craza SRB/H (línea punteada).

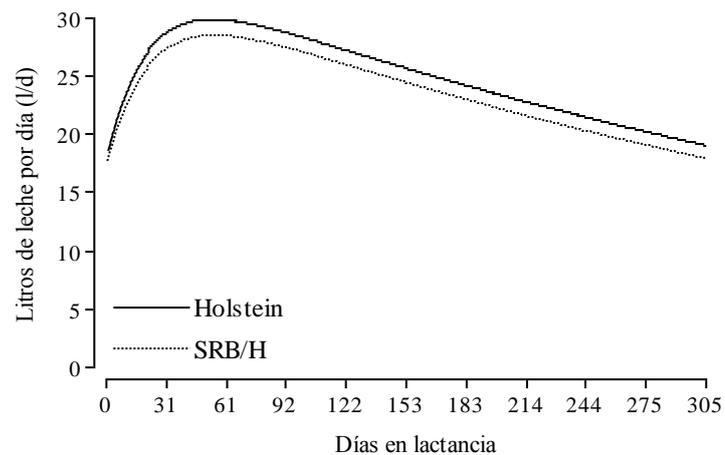


Figura 5.3. Curvas de lactancia para vacas de la raza Holstein pura (línea llena) y para la craza SRB/H (línea punteada).

El volumen de la producción de la zona donde se encuentran los tambos en estudio, Ucacha-Chazón-Bengolea, es de 91 millones de litros/año (250.000 litros diarios) (Signorile, 2008). El volumen producido por las lactancias estudiadas en este trabajo representa un porcentaje importante (5 %) de la producción anual de la región.

La producción de leche diaria entre las razas no resultó significativamente diferentes en ninguna categoría animal estudiada, siendo 20,8 l/d para las vaquillonas H y 20,0 l/d para las SRB/H; 25,0 l/d para las vacas H y 24,4 l/d para las vacas SRB/H (Tabla 5.1). Weigel y Barlass (2003) estudiaron en términos de scores o puntuación la variable volumen de leche y encontraron que el promedio del score variaba de 2 para la raza pura Jersey a 3,79 para la raza pura Holstein. El score para vacas de la raza Pardo Suizo era 2,40, siendo este muy similar al score obtenido en la F1 del cruzamiento entre la raza Jersey y Holstein (2,52), mientras que el score obtenido en la F1 del cruzamiento Pardo Suizo y Holstein fue de 2,90, siendo muy similar al obtenido con la retrocruza entre Holstein y H/J (3,00). Según Prendiville *et al.*, (2010a), la F1 obtuvo una mayor producción de leche (17,1 kg/d) en comparación al promedio de las razas de los padres (16 kg/d). Posteriormente, Prendiville *et al.*, (2010b) obtuvieron que la producción diaria de leche fue mayor en vacas Holstein-Friesian (16,9 kg/d) comparadas con la Jersey (12,8 kg/d) y afirmaron que la F1 de los mismos obtuvo mayores producciones (15,7 kg/d; $P < 0.05$) comparado a los valores promedios de sus padres.

Sin embargo, se observó que los litros acumulados a los 305 días estimados por el modelo no lineal de la raza H fue superior a los de la cruce SRB/H, tanto en vaquillonas como en vacas ($P < 0,05$). Estos resultados se condicen con los encontrados por Heins *et al.*, (2006a), en donde la raza pura Holstein fue superior significativamente en su producción (9.757 kg) a la producción obtenida de cualquiera de las cruza entre H con Normande (8.530 kg), Montbeliarde (9.161 kg), y Roja Escandinava (9.281 kg). También concuerdan con los resultados obtenidos por otros autores (Touchberry *et al.*, 1992; McAllister *et al.*, 1994; Bryant *et al.* 2007). En otro trabajo, Heins *et al.*, (2008), en donde compararon la producción entre la raza H y la cruce entre H/Jersey concluyeron que la raza pura H es superior significativamente en producción de leche (7.705 kg), con respecto a la cruce H/Jersey (7.147 kg) en su primer lactancia. En nuestro análisis, los litros de leche al pico de producción estimados por el modelo no lineal fueron mayores para la raza H comparada con la cruce SRB/H, tanto en primíparas como en multíparas ($P < 0,05$). Lopez-Villalobos (2000), afirma que luego de 25 años de cruzamientos y selección en Nueva Zelanda, resultaron en una mayor tasa de ganancia genética de la población total de vacas, una mayor producción de grasa y proteína por hectárea, una mayor carga animal y una menor

producción de leche por hectárea. Teniendo en cuenta el sistema de pago actual esto debería resultar en una mayor ganancia económica para el productor.

La fertilidad de la vaca es un importante componente de la longevidad, ya que es uno de los motivos más importantes de descarte en los tambos (Weigel y Barlass, 2003). Al respecto, creemos importante analizar los resultados obtenidos considerando los siguientes indicadores reproductivos: días a primer servicio (D1S), número de servicios por concepción y días vacíos (DV).

Con respecto a los D1S, en la cruce SRB/H el intervalo fue menor con respecto a la H pura. Estos resultados fueron similares a los reportados por Heins *et al.*, (2006c) en donde la cruce Normande/Holstein tuvo 62 D1S, la cruce Montbeliarde/Holstein tuvo 65 D1S, la cruce Roja Escandinava/Holstein tuvo 66 D1S, siendo que la Holstein pura tuvo 69 D1S. Esta tendencia también fue corroborada por Weigel y Rekaya (2000) en vacas Holstein en California en donde los D1S fueron 70,5. A su vez, Touchberry (1992) reportó que las vacas Holstein puras tenían más días D1S que las cruces Guernsey – Holstein., mientras que Blöttner *et al.*, (2011) no encontraron diferencias entre la cruce Pardo Suiza/Holstein y la raza Holstein pura durante la primera lactancia; aunque si encontraron diferencias en la segunda lactancia, correspondiendo menos días a la cruce Pardo Suiza (81 d) respecto a la raza pura Holstein (89 d). Por último, estos autores, encontraron una tendencia de menos días a primer servicio durante la tercera lactancia de las razas cruce versus la raza Holstein pura (85 d vs. 92 d). Sin embargo, Vesely *et al.*, (1986) no encontraron diferencias significativas entre Holstein puras y las cruces de Ayrshire/Holstein. Así como Swalve (2007), tampoco encontró diferencias significativas entre la cruce SRB/H, Pardo Suiza/H y la raza pura H en sus resultados parciales.

Para H el NS/P fue mayor que para la cruce SRB/H (2 vs. 1, respectivamente). Swalve (2007), expuso resultados parciales de un trabajo experimental que se viene desarrollando en Alemania, donde la raza H pura tuvo en promedio 2,28 inseminaciones/preñez, siendo que para la cruce SRB/H fue de 1,76 y para la cruce BS/H de 1,77. En el trabajo de Blöttner *et al.* (2011), el número de servicios por concepción entre la cruce Parda Suiza/Holstein versus la raza pura Holstein no difirió estadísticamente en ninguna lactancia estudiada. Esto coincide con los resultados de Walsh *et al.* (2008),

quienes tampoco encontraron diferencias significativas entre las cruza Montbeliarde/Fresian Holstein y Normande/Fresian Holstein con respecto a las razas pura.

Con respecto a DV, la razón de riesgo para la cruza SRB/H comparada con la H fue de 1,69, indicando que la cruza SRB/H tiene 1,69 más riesgo de preñarse durante el periodo de observación ($P < 0,0001$; Tabla 5.5). Heins *et al.* (2008), encontraron un retardo de 23 días de DV en la raza Holstein pura con respecto a la cruza Holstein/Jersey y Dechow *et al.* (2007) sugirieron un retraso de 12 días en la raza pura Holstein comparado con la cruza Pardo Suizo/Hotstein. Resultados similares reportaron McDowell *et al.* (1970), McDowell *et al.* (1974) y Rincon *et al.* (1982), donde los cruzamientos Ayrshire/Holstein y Pardo Suizas/Holstein tenían menos DV que las Holstein puras. Brandt *et al.* (1974) también reportaron menos DV para las cruza de Pardo Suizo y Holstein comparado con las Holstein puras. En otro estudio realizado en California central, los DV promediaron en 155 días para vacas Holstein de primer parto (Ettema y Santos, 2004). Heins *et al.*, (2006c) reportaron para Holstein puras un promedio de 150 DV, para la cruza Normande/Holstein de 123 DV, para la cruza Roja Escandinava/Holstein de 129 DV y para la cruza Montbeliarde/Holstein de 131 DV.

A pesar que existen muchos trabajos en donde se reportó que el número de lactancia afecta negativamente a los DV (Weigel, 2004; Windig *et al.*, 2005; Melendez y Pinedo, 2007; Santos *et al.*, 2009; Piccardi *et al.*, 2013), en estudio el coeficiente para la interacción entre la variable categoría del animal y la raza del animal resultó estadísticamente significativa. En vaquillonas, la mediana del tiempo en donde se preña el 50% de los animales para la raza H fue en promedio 30 días mayor que para las SRB/H (129 días versus 99 días, respectivamente); y en vacas la mediana del tiempo en donde se preña el 50% de los animales para la raza H fue superior en 38 días respecto a las SRB/H (123 días versus 85 días, respectivamente). Entonces, a pesar que en las lactancias provenientes de vaquillonas y vacas la SRB/H se preña más rápidamente con respecto a la raza H, en las vacas esta diferencia se acentúa fuertemente. Dechow *et al.* (2007), encontraron una diferencia de 12 de DV entre la cruza Pardo Suiza/H y la raza H pura en vacas primíparas, pero no encontraron diferencias entre estas razas en las vacas múltiparas. Fischer *et al.* (2008) en sus resultados preliminares también encontraron diferencias significativas en vacas primíparas entre la raza Pardo Suiza/H (89,1 DV) con respecto a la

H pura (106,8 DV), pero no las observaron en las vacas de segunda lactancia (120,4 DV vs. 128,2 DV). Estos resultados difieren de los reportados por Blöttner *et al.* (2011), quienes no encontraron diferencias entre la cruce Pardo Suiza/H versus H pura para DV en las tres primeras lactancias, aunque numéricamente sus resultados favorecían a la cruce Pardo Suizo/H sobre la H pura.

En la Tabla 5.6 del presente trabajo, se puede apreciar que la razón de riesgo es 1,24 veces mayor de preñarse para aquellas lactancias comenzadas durante las estaciones frescas comparadas a las lactancias comenzadas en estaciones calurosas, sugiriendo que la estación en que se produce el parto afecta al riesgo de la ocurrencia de una preñez (Melendez y Pinedo, 2007; Huang *et al.*, 2009; Piccardi *et al.*, 2013). Capitaine Funes *et al.* (2004) demostraron que en la estación de otoño e invierno los animales tienen mayor fertilidad que en las estaciones de primavera y verano. Estos resultados son de esperarse, ya que las vacas que paren en estas estaciones pasan la mayor parte o la totalidad de sus primeros días en lactancia en estas mismas estaciones, por lo tanto, se esperaría un menor valor de DV si paren en las estaciones más frescas. VanRaden *et al.*, (2002) demostraron que los DV se ven afectados por el mes en el que se produce el parto. Además, los animales que paren en situaciones de estrés calórico se ven afectados, lo que se refleja en el resultado de los servicios al realizar el tacto de confirmación (Brouk *et al.*, 2007; Morton *et al.*, 2007; Huang *et al.*, 2009). Otros autores afirman que en Estados Unidos el efecto negativo del estrés calórico en los partos es mucho más crítico en las zonas del sur que en las zonas del norte del mencionado país (Washburn *et al.*, 2002; Oseni *et al.*, 2003).

CONCLUSIONES

Los resultados del presente estudio demuestran que las cruzas (SRB/H) tuvieron un desempeño reproductivo superior expresado por aproximadamente 30 días vacíos menos que las Holstein. Menor número de días al primer servicio y menor número de servicios por preñez respecto a la raza Holstein. Con respecto al desempeño productivo, entre las cruzas y la raza H no se encontraron diferencias en la producción diaria de leche promedio, pero si resultaron diferentes respecto a las Holstein mediante los litros acumulados a 305 días de lactancia, siendo esta diferencia aproximadamente de unos 300 litros. Estudios adicionales pueden ayudar a determinar si es económicamente justificado el uso de los cruzamientos como una herramienta para mejorar la fertilidad del rodeo, teniendo en cuenta la menor producción de leche de las vacas cruce comparadas con las Holstein puras.

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- Blöttner S., Heins B.J., Wensch-Dorendorf M., Hansen L.B. & Swalve H.H. 2011. Brown Swiss × Holstein crossbreds compared with pure Holsteins for calving traits, body weight, back fat thickness, fertility, and body measurements. *J. Dairy Sci.* 94:1058–1068.
- Brandt G.W., Brannon C.C. & Johnston W.E. 1974. Production of milk and milk constituents by Brown Swiss, Holsteins, and their crossbreds. *J. Dairy Sci.* 57:1388–1393.
- Brouk M.J., Harner J.P., Smith J.F. & Armstrong D.V. 2007. Environmental modifications to address heat stress. *J. Dairy Sci.* 90(Suppl. 1):624. (Abstr.)
- Bryant J.R., López-Villalobos N., Pryce J.E., Holmes C.W., Johnson D.L. & Garrick D.J. 2007. Short Communication: Effects of environment on the expression of breed and heterosis effects for production traits. *J. Dairy Sci.* 90:1548–1553.
- Butler W.R. & Smith R.D. 1989. Interrelationships between energy balance and postpartum reproductive function in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 72:767–783.
- Butler W.R. 1998. Review: Effect of protein nutrition on ovarian and uterine physiology in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 81:2533–2539.
- Capitaine Funes A., Oyarzabal M.I., Bó G.A. & Vater A. 2004. Factors affecting conception rate in Argentinian dairy herds. Page 289 in Proc. 15 th International Congress on Animal Reproduction.
- Dechow C.D., Rogers G.W., Cooper J.B., Phelps M.I. & Mosholder A.L. 2007. Milk, fat, protein, and somatic cell score and days open among Holstein, Brown Swiss and their crosses. *J. Dairy Sci.* 90:3542–3549.
- De Vries A.E. & Risco C.A. 2005. Trends and seasonality of reproductive performance in Florida and Georgia dairy herds from 1976 to 2002. *J. Dairy Sci.* 88:3155–3165.
- Ehrlich J.L. 2011. Quantifying shape of lactation curves, and benchmark curves for common dairy breeds and parities. *Bov. Pract.* 45:88–95.
- Ettema J.F. & Santos J.E.P. 2004. Impact of age at calving on lactation, reproductive, health, and income in first-parity Holsteins on commercial farms. *J. Dairy Sci.* 87:2730–2742.
- Fischer B., Haacker W., Blum H., Bähge T., Rodenbeck D., Helm L., Riemann E., Andert G., Franke G., Heckenberger G., Engelhard T., Blöttner S., Fahr R.D. & Swalve H.H. 2008. Frisches Blut gewünscht? Ausgewählte Ergebnisse des Kreuzungsversuches Braunvieh × Deutsche Holstein in Iden. Vortrag zum 26. Tag des Milchviehhalters in Sachsen-Anhal. Accessed May 20, 2012. http://lsa-st23.sachsen-anhalt.de/llg/infothek/dokumente/id_tmvh_26c.pdf
- Hansen L.B. 2000. Consequences of selection for milk yield from a geneticist's viewpoint. *J. Dairy Sci.* 83:1145–1150.

- Hansen L.B., Heins B.J. & Seykora A.J. 2005. Crossbreeding: Why the Interest? What to Expect. Page 14-21 in Proc. 42nd Florida Dairy Production Conference, Gainesville.
- Heins B.J., Hansen L.B. & Seykora A.J. 2006a. Production of pure Holsteins versus crossbreds of Holstein with Normande, Montbeliarde, and Scandinavian Red. *J. Dairy Sci.* 89:2799–2804.
- Heins B.J., Hansen L.B. & Seykora A.J. 2006b. Calving difficulty and stillbirths of pure Holsteins versus crossbreds of Holstein with Normande, Montbeliarde, and Scandinavian Red. *J. Dairy Sci.* 89:2805–2810.
- Heins B.J., Hansen L.B. & Seykora A.J. 2006c. Fertility and survival of pure Holsteins versus crossbreds of Holstein with Normande, Montbeliarde, and Scandinavian Red. *J. Dairy Sci.* 89:4944–4951.
- Heins B.J., Hansen L.B., Seykora A.J., Johnson D.G., Linn J.G., Romano J.E. & Hazel A.R. 2008. Crossbreds of Jersey-Holstein compared with pure Holsteins for production, fertility, and body and udder measurements during first lactation. *J. Dairy Sci.* 91:1270–1278.
- Hocking P.M., McAllister A.J., Wolynetz M.S., Batra T.R., Lee A.J., Lin C.Y., Roy G.L., Vesely J.A., Wauthy J.M. & Winter K.A. 1988. Factors affecting length of herd life in purebred and crossbred dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 71:1011–1024.
- Huang C., Tsuruta S., Bertrand K., Misztal I., Lawlor T.J. & Clay J.S. 2009. Trends for conception rate of Holstein over time in the southeastern United States. *J. Dairy Sci.* 92: 4641-4647.
- Kaplan E.L. & Meier P. 1958. Nonparametric estimation from incomplete observations. *J. Amer. Statist. Assn.* 53:457–481.
- Lesmeister K.E., Kellogg D.W., Brown A.H.Jr., Johnson Z.B. & Lane A.G. 2000. Effects of crossbreeding and season of calving on production of milk fat and protein of primiparous dairy cows. *J. Dairy Sci.* 83(Suppl. 1):52. (Abstr.).
- Lopez-Villalobos N., Garrick D.J., Holmes C.W., Blair H.T. & Spelman R.J. 2000. Profitabilities of some mating systems for dairy herds in New Zealand. *J. Dairy Sci.* 83:144–153.
- Lucy M.L. 2001. Reproductive loss in high-producing dairy cattle: Where will it all end? *J. Dairy Sci.* 84:1277–1293.
- McAllister A.J., Lee A.J., Batra T.R., Lin C.Y., Roy G.L., Vesely J.A., Wauthy J.M. & Winter K.A. 1994. The influence of additive and non additive gene action on lifetime yields and profitability of dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 77:2400–2414.
- McDowell R.E., Richardson G.V., Mackey B.E. & McDaniel B.T. 1970. Interbreed matings in dairy cattle. V. Reproductive performance. *J. Dairy Sci.* 53:757–763.
- McDowell R.E., Velasco J.A., VanVleck L.D., Johnson J.C., Brandt W.G., Hollon B.F. & McDaniel B.T. 1974. Reproductive efficiency of purebred and crossbred dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 57:220–234.

- Melendez P. & Pinedo P. 2007. The Association between reproductive performance and milk yield in Chilean Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 90:184–192.
- Morton J.M., Tranter W.P., Mayer D.G. & Jonsson N.N. 2007. Effects of environmental heat on conception rates in lactating dairy cows: Critical periods of exposure. *J. Dairy Sci.* 90:2271–2278.
- Oseni S., Misztal I., Tsuruta S. & Rekaya R. 2003. Seasonality of Days Open in US Holsteins. *J. Dairy Sci.* 86:3718–3725.
- Piccardi M., Capitaine Funes A., Balzarini M. & Bó G.A. 2013. Some factors affecting the number of days open in Argentinean dairy herds. *Theriogenology* 79:760–765.
- Prendiville R., Pierce K.M. & Buckley F. 2010a. A comparison between Holstein-Friesian and Jersey dairy cows and their F1 cross with regard to milk yield, somatic cell score, mastitis, and milking characteristics under grazing conditions. *J. Dairy Sci.* 93:2741–2750.
- Prendiville R., Lewis E., Pierce K.M. & Buckley F. 2010b. Comparative grazing behavior of lactating Holstein-Friesian, Jersey, and Jersey × Holstein-Friesian dairy cows and its association with intake capacity and production efficiency. *J. Dairy Sci.* 93:764–774.
- Pryce J.E. & Harris B.L. 2004. Genetic and economic evaluation of dairy cow body condition score in New Zealand. *Interbull Bull.* 32:82–85.
- Rincon E.J., Schermerhorn E.C., McDowell R.E. & McDaniel B.T. 1982. Estimation of genetic effects on milk yield and constituent traits in crossbred dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 65:848–856.
- Santos J.E.P., Rutigliano H.M. & SáFilho M.F. 2009. Risk factors for resumption of postpartum cyclicity and embryonic survival in lactating dairy cows. *Anim. Reprod. Sci.* 110:207–221.
- SAS Institute. 2008. SAS/STAT Software for Windows 9.2. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Silvia W. 1998. Changes in reproductive performance of Holstein dairy cows in Kentucky from 1972 to 1996. *J. Dairy Sci.* 81(Suppl.1):244. (Abstr.)
- Swalve H.H. 2007. Crossbreeding in dairy cattle: International trends and results from crossbreeding data in Germany. *Lohmann Inf.* 42:38–46.
- Touchberry R.W. 1992. Crossbreeding effects in dairy cattle: The Illinois experiment, 1949 to 1969. *J. Dairy Sci.* 75:640–667.
- VanRaden P.M., Sanders A.H., Tooker M.E., Miller R.H. & Norman H.D., 2002. Daughter pregnancy rate evaluation of cow fertility. In: AIPL Presentations accessed May. 01, 2012: http://aipl.arsusda.gov/reference/fertility/DPR_rpt.htm
- VanRaden P.M. & Sanders A.H. 2003. Economic merit of crossbred and purebred US dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 86:1036–1044.
- Walsh S., Buckley F., Pierce K., Byrne N., Patton J. & Dillon P. 2008. Effects of breed and feeding system on milk production, body weight, body condition score,

- reproductive performance, and postpartum ovarian function. *J. Dairy Sci.* 91:4401–4413.
- Washburn S.P., Silvia W.J., Brown C.H., McDaniel B.T. & McAllister A.J. 2002. Trends in reproductive performance in southeastern Holstein and Jersey DHI herds. *J. Dairy Sci.*85:244–251.
- Weigel K.A. 2004. Improving the reproductive efficiency of dairy cattle through genetic selection. *J. Dairy Sci.* 87(E Suppl.): E86–E92.
- Weigel K.A. & Rekaya R. 2000. Genetic parameters for reproductive traits of Holstein cattle in California and Minnesota. *J. Dairy Sci.* 83:1072–1080.
- Weigel K.A. & Barlass K.A. 2003. Results of a producer survey regarding crossbreeding on US dairy farms. *J. Dairy Sci.*86:4148–4154.
- Windig J.J., Calus M.P.L. & Veerkamp R.F. 2005. Influence of herd environment on health and fertility and their relationship with milk production. *J. Dairy Sci.* 85:335–347.

CAPÍTULO VI

INDICADORES DE EFICIENCIA PRODUCTIVA Y REPRODUCTIVA EN LA EVALUACIÓN DEL TRATAMIENTO DE LA METRITIS

INTRODUCCIÓN

La metritis puerperal posee diversos factores que contribuyen a su etiología severidad y duración. En la metritis puerperal existe una inflamación de todas las paredes del útero, caracterizadas por la presencia de una descarga vulvar acuosa y marrón rojiza (Lewis, 1997). En algunos casos, la metritis puerperal se clasifica como un complejo de enfermedad sin distinguir la gravedad o presentación clínica, lo cual dificulta las comparaciones entre estudios (Lewis, 1997). Sheldon *et al.* (2006) estandarizaron la definición clínica de metritis puerperal a fin de incluir los síntomas clínicos tales como una menor producción de leche, palidez, u otros signos clínicos de toxemia con fiebre ($> 39,5$ °C) dentro de los 21 días posparto. Ha sido complicado establecer una temperatura rectal (TR) mínima para definir el nivel de fiebre en protocolos de monitoreo de la salud posparto debido a una amplia variedad de TR descrita en la literatura (Upham, 1996; Sheldon *et al.*, 2004) y los múltiples factores que afectan la TR (Rebhun, 1995). Se concluyó que la TR (per se) no es suficiente para determinar si se necesita administrar un tratamiento con antibiótico en vacas posparto. Además, Benzaquem *et al.* (2007) encontraron que solamente un 42% de vacas diagnosticadas con metritis tuvieron fiebre (TR: $\geq 39,4$ °C).

La prevención y el tratamiento temprano de la metritis puerperal pueden resultar en un beneficio económico para evitar que el cuadro progrese. La infertilidad de las vacas lecheras durante la lactancia continua siendo un problema crítico que limita la rentabilidad y sustentabilidad de los tambos (Pursley y Martins, 2011). Hace más de dos décadas que se comenzaron a utilizar agonistas de la hormona liberadora de gonadotrofinas (GnRH), tanto para modificar la dinámica folicular como la función luteal (Thatcher *et al.*, 1989). La introducción de protocolos Ovsynch en programas de IATF (Pursley *et al.*, 1995, Twagiramungu *et al.*, 1995) y sus modificaciones como Co-Synch (Geary y Wittier., 1998) son una alternativa a los estrógenos y progestágenos en sincronizaciones de rodeos de leche, pero no solucionan los problemas de fertilidad derivados de problemas de la involución uterina como las metritis y endometritis.

En este capítulo se ilustra la implementación del uso de indicadores reproductivos y productivos para estudios comparativos. En este caso, se realiza la comparación de tratamientos para revertir tempranamente la metritis puerperal.

MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

El estudio se realizó desde julio 2009 hasta enero 2010 en un rodeo lechero comercial en el centro de la provincia de Santa Fe (32°31'30.05"S; 61° 16'40.87"O). El rodeo estaba conformado por 3300 vacas en ordeño distribuidos en 9 unidades con un promedio en producción de 7550 kg por lactancia. Los animales se ordeñaban 2 veces al día. Las vacas preparto se alojaban en ensenadas 30 días antes del parto donde se le suministraba el alimento y tenían acceso al agua libremente. Cada vaca disponía de al menos 35 m². La dieta consistía en silo de maíz, alimento balaceado con sales aniónicas y rollo de alfalfa. Dicha ración tenía 14% de proteína 1,6 mcal ENL/kg. de MS. Se recorrían las ensenadas 4 veces al día para observar las vacas próximas al parto.

Todos los eventos que ocurrían en el parto fueron registrados en una tarjeta de parto por el personal del tambo, que consistía en parto normal, partos con ayuda, parto gemelar y retención de las membranas fetales. El tipo de parto fue clasificado en: 1) parto normal, (eran aquellas vacas que no habían tenido dificultad para parir un ternero solas) o 2) parto con ayuda, (eran aquellas vacas que no podían parir solas y necesitaron ser ayudadas por el tambero o veterinario). El parto con ayuda además era clasificado en: ayuda por precaución, ternero en mala posición o ternero grande (extracción forzada). Se tuvo en cuenta si eran primíparas o multíparas como una variable de segundo nivel. Se consideró retención de membranas fetales cuando no se expulsaba la placenta dentro de las 24 horas posteriores al parto tanto para parto con ayuda como para parto normal.

Después del parto las vacas quedaron en el rodeo sanitario por 2-4 días y transcurrido este tiempo pasaban al rodeo de vacas recién paridas. Las dietas de los animales consistían en pastoreo de alfalfa con gramíneas, silo de maíz y alimento

balanceado dentro de la sala de ordeño; la dieta se basaba en 16 % de proteína, 1.5-1.7 mcal. ENL/kg. MS. lo cual alcanzaban un total de 18 a 20 kg de MS consumida en los primeros 21 días de paridas. Entre los días 3 a 14 posteriores al parto se revisó el flujo vaginal de todas las vacas. El tipo de flujo se determinó mediante la extracción del mismo con un guante limpio previa desinfección de la zona vulvar con agua que contenía una solución de amonio cuaternario (Bagodryl, San Jorge Bagó). El criterio que se tomó para determinar la presencia de metritis puerperal fue la descarga de un flujo acuoso purulento a veces marrón, con presencia de olor, depresión, ojos hundidos y falta de apetito (Sheldon *et al.*, 2006). De esta manera se clasificó a las vacas en las que tenían tres tipos de flujo: 1) Flujo Normal o Control que tenían un aspecto semejante a la clara de huevo, 2) Flujo Patológico Sin Olor (FPSO), que presentaban un flujo sanguinolento, mucopurulento o purulento sin presencia de olor, 3) Flujo Patológico Con Olor (FPCO), presentaban un flujo sanguinolento, mucopurulento o purulento, o con presencia de restos de placenta, con olor. Las vacas de los grupos C y FPSO no recibieron tratamiento con antibiótico, mientras que las que presentaron un FPCO fueron subdivididas en 2 subgrupos para recibir un tratamiento con 2,2 mg/kg de clorhidrato de ceftiofur de liberación lenta (Excede, Pfizer Animal Health) que se aplicó en la base de la oreja (FPCO T) mientras que el otro subgrupo no fue tratado con antibiótico (FPCO NO T).

Luego, entre los días 21 a 30 posparto se revisaron nuevamente todas las vacas para detectar posible endometritis clínica de aquellas vacas que habían tenido flujo normal entre los 3 y 14 días posparto y además para observar si se habían curado las que habían presentado un flujo patológico. El criterio utilizado para diagnosticar endometritis clínica fue la presencia de una descarga acuosa con presencia de pus que se extraía con un guante limpio previa desinfección de la zona vulvar, como se describió anteriormente. Todas las vacas que presentaban endometritis clínica al momento de la revisión recibieron una dosis de 25 mg de dinoprost (PGF, Lutalyse, Pfizer Animal Health) por vía intramuscular.

El manejo reproductivo comenzó entre el día 40 al 47, donde se realizó palpación rectal a todas las vacas para determinar condición uterina y status ovárico, recibiendo una dosis de PGF. Se detectó celo e inseminó durante los 14 días posteriores y las vacas que no presentaron celo recibieron una segunda dosis de PGF a los 14 días, inseminándose a estas ante la observación del celo. Las vacas que no recibieron inseminación a los 65 a 72 días

entraron en un programa de inseminación a tiempo fijo (IATF). El programa de IATF consistió en la inserción de un dispositivo con 1,9 g de progesterona (CIDR, Pfizer Animal Health) y la aplicación de 10 µg buserelina (GnRH, Receptal, Intervet) en el día -10. En el día -3 se removió el dispositivo intravaginal y se aplicó PGF seguido de una segunda GnRH a las 56 hs. Todas las vacas fueron IATF en el Día 0, a las 72 hs. de retirado el dispositivo. Luego de la inseminación se pintó a todas las vacas en la base de la cola y se observó celo entre los días 18 y 24 pos-inseminación. El diagnóstico de preñez se realizó por palpación rectal a los 50 días pos inseminación.

CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES

Se realizó inicialmente un análisis exploratorio para caracterizar los distintos grupos de animales de acuerdo a la presencia y tipo de flujo, número partos y tipo de partos y los días en leche promedio al primer servicio (DLS). Para evaluar como factor de riesgo a la asistencia o no al parto y el número de parto a producir como consecuencia metritis, se ajustó una regresión logística múltiple y se obtuvieron las razones de chances (Odd Ratios). Para estimar la contribución relativa de factores que afectan la probabilidad de concepción al primer y segundo servicio se ajustaron regresiones logísticas múltiples con el software JMP® versión 9.0.1 (JMP®, 2010). En el modelo se incluyeron como variables independientes el tratamiento, la categoría del animal, el tipo de parto y días en lactancia al servicio. Como salida de este modelo se obtuvieron los coeficientes de regresión y las razones de chances (*Odds Ratios*) que indican cómo las variables independientes introducen cambios en la probabilidad de la ocurrencia de un suceso, la concepción. Se obtuvieron curvas de sobrevida para comparar a través de los días en lactancia (DEL) la proporción de animales preñados en función de los tipos de flujo, y luego de su relación en función del tipo de parto (normal o con asistencia). Las curvas se calcularon según el algoritmo de Kaplan y Meier para cada uno de los tratamientos (tipo de flujo), y se comparó la igualdad de dos o más curvas de sobrevida con el estadístico Log Rank (Kaplan y Meier, 1958). Un valor alto de Log Rank se corresponde a un valor “P” (probabilidad de que las curvas sean diferentes sólo por azar) pequeño; valores $P < 0,05$

fueron usados como indicadores de diferencias estadísticamente significativas entre las curvas de sobrevivencia que en este trabajo sugieren la probabilidad de que un animal siga sin preñarse condicional al tiempo transcurrido desde el último parto hasta los 150 días de lactancia (último día de observación). También se ajustó un modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox con PROC PHREG de SAS para estimar el riesgo de preñez en función del tratamiento, categoría del animal, tipo de parto (con asistencia o normal) y el nivel productivo. Para el análisis de sobrevivencia y la regresión de Cox, los animales entraron en riesgo de preñez luego del periodo de espera voluntaria (45 días posparto) hasta los 150 días posparto (último día de observación). Por último, se modelaron las curvas de lactancia para cada categoría de animal de cada tratamiento teniendo en cuenta el efecto sujeto-específico dado por la vaca usando el PROC NLMIXED de SAS para estimar los litros acumulados a los 305 días y litros al pico.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el estudio se evaluaron 690 partos aunque 50 de ellas no se incluyeron por haber salido del sistema de análisis como ser vacas que fueron rechazadas, falta de datos de tipo de parto o por otra patología que alteraba el estudio. De este modo se evaluaron 640 partos de los cuales 372 (58,2 %) recibieron la clasificación de flujo normal, 86 (13,4 %) recibieron la clasificación de FPSO y 182 (28,4 %) se clasificaron como FPCO, que fueron considerados como metritis puerperal. Este grupo fue dividido al azar en dos subgrupos donde fueron tratadas 102 (15,90 % del total) de las vacas y las restantes 80 (12,50 %) no recibieron tratamiento. La prevalencia de metritis puerperal fue del 28,4 %. De las 87 vacas ayudadas al parto, el 47,1 % tuvo FPCO y el 39,08 % fueron flujos normales, quedando un 13,79 % de FPSO. La condición del parto resultó ser un factor de riesgo ($P < 0,0001$) para la metritis, siendo la razón de chance de 2,50 (IC 95%=1,57; 3,99), sugiriendo que la chance de generar metritis en una vaca que fue asistida al parto tiene 2,50 veces más probabilidad que la que tuvo parto normal.

En el estudio ingresaron 240 partos de primíparas y 400 de múltiparas. De las vacas primíparas, tuvieron parto normal 203 (84,58%) presentando flujo normal 107 (52,7%) y

71 D1S, 34 (16,7%) tuvieron FPSO y 79 D1S, 39 (19,2%) fueron del grupo FPCO T y 75 D1S y 25 (12,3%) fueron del grupo FPCO NO T y 64 D1S. Además 37 (15,5%) tuvieron partos con ayuda, presentando flujo normal 11 (29,7 %) y 64 D1S, 6 (16,2%) presentaron FPSO y 77 D1S, 10 (27%) presentaron FPCO T y 74 D1S y 10 (27%) fueron FPCO NO T y 65 D1S. De las vacas multíparas, 350 (87,5%) tuvieron partos normales de las cuales 231 (66%) presentaron flujo normal y 54 D1S, 40 (11,4%) FPSO y 73 D1S, 40 (17,3%) FPCO T y 75 D1S y 39 (16,8%) FPCO NO T y 68 D1S. Se asistió al parto a 50 (12,5%) vacas multíparas, donde tuvieron flujo normal 23 (46%) y 65 D1S, 6 (12%) tuvieron FPSO y 81 D1S, 15 (30%) FPCO T y 92 D1S y 6 (12%) FPCO NOT y 86 D1S. El número de partos resulto ser un factor de riesgo ($P < 0,0112$) para la metritis, siendo la razón de chance de 1,58 (IC 95%=1,11; 2,25), sugiriendo que la chance de generar metritis en una vaca de primer parto es 1,58 veces mayor que en una vaca multípara.

En la revisión que se realizó entre los 21 y 30 días pos parto se encontró 29 vacas (12,08 %) con endometritis clínica en vacas primíparas y 49 (12,28 %) en vacas multíparas. Distribuyéndose de la siguiente manera de acuerdo al tipo de flujo que tuvieran a la primera revisión en vacas primíparas que presentaron 4 (3,38%) flujo normal, 8 (20,0%) FPSO, 8 (17,02%) FPCO T y 9 (25,7 %) FPCO NO T. En vacas multíparas que presentaron 15 (5,9%) flujo normal, 7 (15,2 %) FPSO, 14 (24,6%) FPCO T y 13 (30,23%) FPCO NO T.

TASA DE CONCEPCIÓN AL PRIMER Y SEGUNDO SERVICIO

En el modelo de regresión logística múltiple propuesto para la tasa de concepción al primer servicio, el único factor que resulto significativo fue tipo de flujo ($P=0,0248$, Tabla 6.1). La tasa de concepción a primer servicio (TC1S) para la vacas con flujo normal (grupo Control) fue de 34,5 %, para FPSO fue de 30,2 %, para FPCO NO T fue de 16,6 % y para FPCO T fue 35,5 %. Las vacas con FPCO NO T tuvieron una menor tasa de concepción que las vacas del grupo Control ($P=0,0107$), mientras que los demás grupos de vacas no se diferenciaron significativamente del grupo Control. Las razones de chances (Tabla 6.2.) muestran diferencias significativas entre las vacas FPCO NO T y las vacas de los grupos

FPCO T y Control. Además la tasa de concepción tendió a diferir entre las del grupo FPCO NO T y las FPSO. Sin embargo no hubo ningún factor que influenciara significativamente la tasa de concepción al segundo servicio (TC2S). La tasa de concepción a segundo servicio para el grupo Control fue de 29.8 %, para FPSO fue de 26,7 %, para FPCO NO T fue de 23,6 % y para las del grupo FPCO T fue 37,7 %.

Tabla 6.1. Prueba de cociente de verosimilitud (LRT) para cada factor analizado en la regresión logística múltiple para la tasa de concepción al primer y segundo servicio.

Factor	LRT	Valor P
TC1S ¹		
Tratamiento	9,3664	0,0248
Categoría del Animal	0,8810	0,3479
Tipo de parto	0,1521	0,6965
D1S ²		
	0,0034	0,9538
TC2S ³		
Tratamiento	4,1553	0,2452
Categoría del Animal	2,0952	0,1478
Tipo de parto	0,0640	0,8003
D2S ⁴		
	0,3503	0,5540

¹TC1S= Tasa de Concepción al primer servicio.

²D1S= Días al primer servicio.

³TC2S= Tasa de Concepción al segundo servicio.

⁴D2S= Días al segundo servicio.

Tabla 6.2. Razón de chances (OR) e intervalo de confianza al 95% (LI: límite Inferior y LS: límite superior) para comparaciones entre los tratamientos para especificar su efecto sobre tasa de concepción al primer servicio (TC1S).

Tratamientos ¹	OR	LI 95%	LS 95%	Valor P
Control vs. FPSO	1,2640	0,7482	2,1813	0,3851
Control vs. FPCO NO T	2,4611	1,3187	4,9026	0,0040*
Control vs. FPCO T	0,9323	0,5763	1,5209	0,7770
FPSO vs. FPCO NO T	1,9469	0,9077	4,3292	0,0874
FPSO vs. FPCO T	0,7375	0,3886	1,3857	0,3451
FPCO T vs. FPCO NO T	2,6396	1,2859	5,6801	0,0077*

*Valores P < 0,05 indican diferencias estadísticamente significativas entre la clase especificada y la clase de referencia para el factor en estudio.

¹Tratamientos: Control= Flujo Normal; FPSO= Flujo patológico sin olor; FPCO= Flujo patológico con olor; FPCO NO T= Flujo patológico con olor no tratado; FPCO T= Flujo patológico con olor tratado.

DÍAS VACÍOS

Las curvas de sobrevivida en función del tratamiento resultaron estadísticamente diferentes entre el grupo Control y el grupo FPCO NO T (P=0,0013) y entre FPCO NO T y FPCO T (P=0,0006). El tiempo posparto en el que se preñó el 25% de los animales para el grupo Control fue de 72 días, para FPSO de 83 días, para FPCO T fue de 73 días y para FPCO NO T fue de 95 días, indicando un retardo de 23 días para lograr el mismo porcentaje de animales preñados en el grupo FPCO NO T que en el Control (Figura 6.1.).

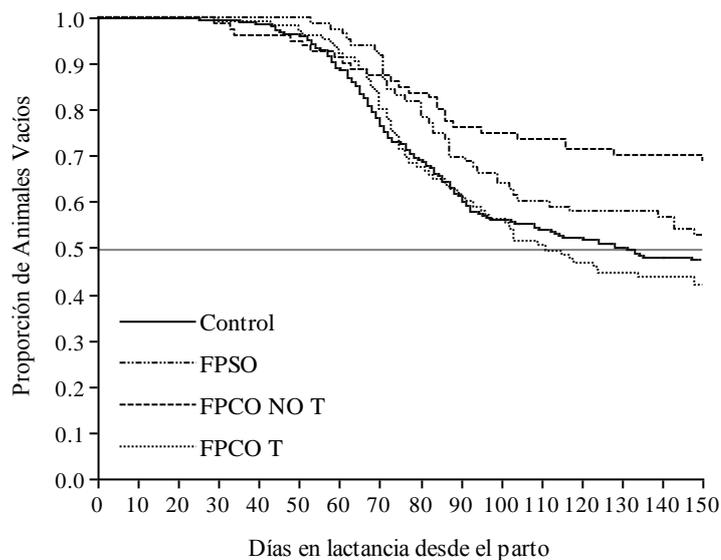


Figura 6.1. Curva de sobrevivencia de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos tratamientos. Estadístico Chi-cuadrado para Control vs. FPSO: 1,716 ($P=0,1901$); estadístico chi-cuadrado para Control vs. FPCO NO T: 10,292 ($P=0,001336$); estadístico chi-cuadrado para Control vs. FPCO T: 0,427 ($P=0,513628$); estadístico chi-cuadrado para FPSO vs. FPCO NO T: 3,374 ($P=0,066232$); estadístico chi-cuadrado para FPSO vs FPCO T: 2,754 ($P=0,096997$) y chi-cuadrado para FPCO NO T vs. FPCO T: 11,587 ($P=0,000664$).

En la Figura 6.2. se aprecian las curvas de sobrevivencia de los tipos de flujos en función del tipo de partos: normales (A) y para partos asistidos (B). En partos normales se encontró que las curvas de sobrevivencia en función del tratamiento resultaron estadísticamente diferentes entre el grupo Control y el grupo FPCO NO T ($P=0,002294$), entre FPCO NO T y las del grupo FPCO T ($P=0,000920$) y entre las de FPCO NO T y las del grupo FPSO ($P=0,055$). El tiempo posparto en el que se preñó el 25% de los animales para el grupo Control fue de 72 días, para FPSO 83 días, para FPCO T fue de 73 días y para FPCO NO T fue de 104 días, indicando un retardo de 32 días para lograr el mismo porcentaje de animales preñados en el grupo FPCO NO T que en el grupo Control. Aunque en los partos asistidos no se encontraron diferencias estadísticamente significativa entre los tratamientos, el tiempo posparto en el que se preñó el 25% de los animales para el Control fue de 65 días, para FPSO 83 días, para FPCO T fue de 77 días y para FPCO NO T fue de

95 días, sugiriendo un retardo de 35 días para lograr el mismo porcentaje de animales preñados entre el grupo Control y las con FPCO NO T.

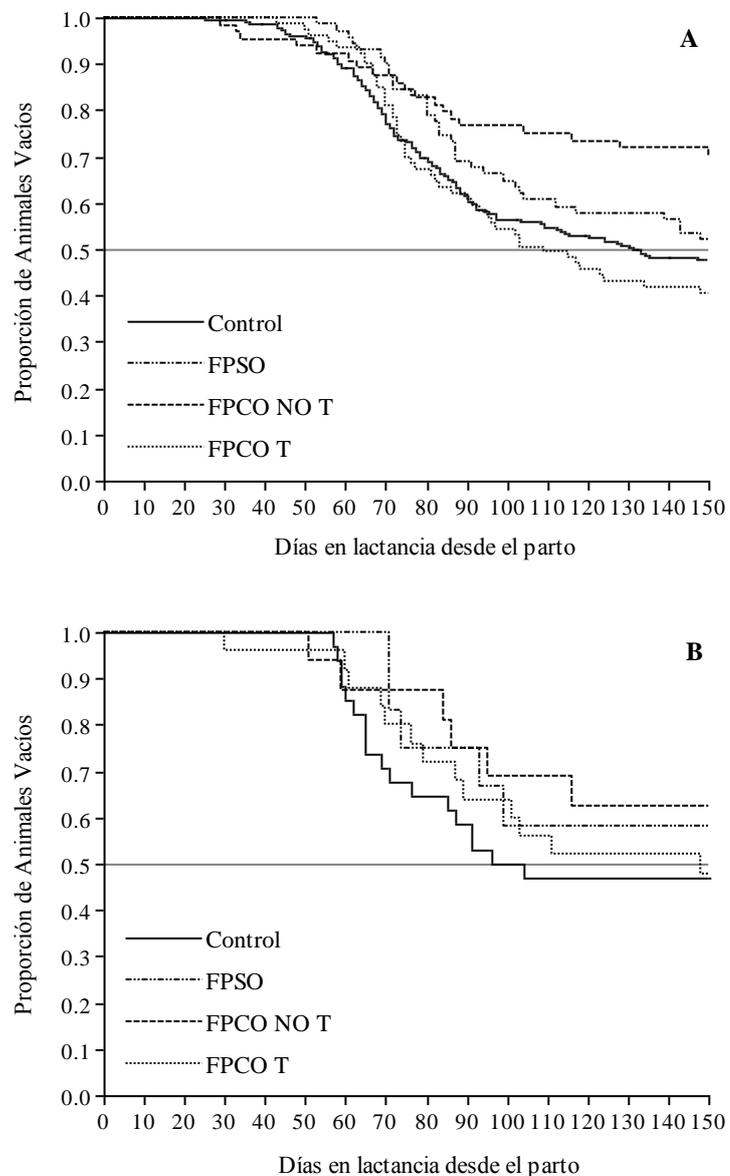


Figura 6.2. Curvas de sobrevivida de Kaplan-Meier. Días en lactancia que transcurren hasta lograr la preñez para lactancias con distintos tratamientos para partos normales (A) (Chi-cuadrado para Control vs. FPSO: 1,162 (P=0,2810); estadístico chi-cuadrado para Control vs. FPCO NO T: 9,298 (P=0,002294); estadístico chi-cuadrado para Control vs. FPCO T: 0,649 (P=0,420457); estadístico chi-cuadrado para FPSO vs. FPCO NO T: 3,680 (P=0,055056); estadístico chi-cuadrado para FPSO vs FPCO T: 2,482 (P=0,115155) y chi-cuadrado para FPCO NO T vs. FPCO T: 10,982 (P=0,000920) y para partos asistidos (B) (estadístico chi-cuadrado= 1,658; P=0,646339).

En la Tabla 6.3. se presentan los parámetros estimados para cada variable explicativa del modelo propuesto de regresión de riesgo proporcionales de Cox. Los factores categoría del animal, tipo de parto y nivel productivo no mostraron diferencias significativas de preñez entre sus niveles, excepto tipo de flujo es la única variable explicativa que resulto estadísticamente significativa (P=0,0016). El riesgo de preñez en una vaca del grupo Control fue 1,98 veces mayor respecto a una de del grupo FPCO NO T. El riesgo de preñez también fueron significativamente mayores (2,16) en las vacas del grupo FPCO T que en las del grupo FPCO NO T.

Tabla 6.3. Parámetros Estimados y valor – P para cada variable explicativa del modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox. La clase faltante es la considerada como clase de referencia para las comparaciones estadísticas, para el tratamiento: control; para categoría de animal: vaca; para tipo de parto: Asistido y para el nivel productivo: Baja.

Variable Explicativa	Coefficientes	EE	LI 95%	LS 95%	LRT	Valor P
Tratamiento¹						
FPSO	-0,0461	0,1354	-0,3210	0,2114		
FPCO NO T	-0,4697	0,1567	-0,8008	-0,1719	15,26	0,0016*
FPCO T	0,3010	0,1185	0,0644	0,5302		
Categoría de Animal						
Vaquillona	0,0613	0,0592	-0,0555	0,1768	1,06	0,3021
Tipo de Parto						
Normal	0,0172	0,0843	-0,1422	0,1891	0,04	0,8377
Nivel Productivo						
Alta	-0,1119	0,0579	-0,2259	0,0014	3,74	0,0529

*Valores P < 0,05 indican diferencias estadísticamente significativa entre la clase especificada y la clase de referencia para el factor en estudio.

¹Tratamientos: Control= Flujo Normal; FPSO= Flujo patológico sin olor; FPCO= Flujo patológico con olor; FPCO NO T= Flujo patológico con olor no tratado; FPCO T= Flujo patológico con olor tratado.

En este experimento, los litros acumulados a los 305 días estimados por el modelo no lineal de las vacas primíparas fue de 6.989 L para las del grupo Control, 6.610 l para las de FPSO, 6.749 l para las del FPCO NO T y 6.819 l para las del FPCO T, siendo el grupo Control mayor que los otros grupos ($P = 0,0322$). Los litros acumulados a los 305 días estimados por el modelo no lineal de las vacas multíparas para el grupo Control fue de 7.674 l y para las de FPSO fue de 7.516 l, para las de FPCO NO T fue de 7.562 l y para las de FPCO T fue de 7.410 l. Nuevamente el grupo control fue mayor a los otros pero las diferencias no fueron significativas (Tabla 6.4.).

Los litros al pico de producción estimados por el modelo no lineal de las vacas primíparas del grupo Control fue de 27 l y para las de FPSO fue de 26 l, para las de FPCO NO T fue de 25 l y para las de FPCO T fue de 26 l, siendo mayores las del grupo Control, FPSO y el grupo FPCOT que las del grupo FPCO NOT ($P=0.0035$). Los litros al pico de producción estimados por el modelo no lineal de las vacas multíparas del grupo Control fue de 34 l y para las de FPSO fue de 34 l, para las de FPCO NO T fue de 31 l y para las de FPCO T fue de 32 l. En este caso el grupo Control, FPSO y el grupo de FPCO T fueron mayores al grupo FPCO NO T ($P=0,0002$; Tabla 6.4.).

Tabla 6.4. Producción de leche acumulada estimada a los 305 días en lactancia (DEL) y litros al pico de lactancia estimados en vacas con metritis puerperal que fueron tratadas o no con Excede (FPCO T y FPCO NO T) vacas con flujo purulento sin olor (FPSO) y vacas con flujo normal (Control).

	Litros acumulados 305 DEL	Litros al pico
Vacas Primíparas		
Control	6.989±67,7 b	27,3±0,2 b
FPSO	6.610±119,3 a	26,3±0,4 b
FPCO T	6.819±105,1 a	26,5±0,4 b
FPCO NO T	6.749±124,3 a	25,3±0,4 a
Vacas Multíparas		
Control	7.674±69,4 a	34,3±0,3 b
FPSO	7.516±164,7 a	34,6±0,7 b
FPCO T	7.410±147,6 a	32,4±0,6 b
FPCO NO T	7.562±164,7 a	31,3±0,7 a

^{ab} medias con distinta letra difieren (P<0,05)

Los resultados demuestran que la metritis puerperal afecta la performance reproductiva y productiva de vacas lecheras en lactancia y el tratamiento con Excede fue eficaz para disminuir los efectos adversos sobre la reproducción. Los factores de riesgo más importantes para contraer metritis puerperal fueron las vacas con distocia, partos gemelares, retención de las membranas fetales o una combinación de estos mismos y concuerdan con los datos obtenidos por Markusfeld (1984) y Correa *et al.* (1993). No fue la intención del presente experimento determinar el efecto individual de estas alteraciones en la incidencia de metritis puerperal. Consideramos que las vacas con una o más de estas alteraciones constituyen un grupo de alto riesgo para el desarrollo de la metritis y comparamos retrospectivamente la incidencia en el grupo de vacas de bajo riesgo que son las que tuvieron un parto normal. El examen sistemático que se realizó a través de la evaluación del flujo vaginal de las vacas determinó que la prevalencia de metritis puerperal

de aquellas que tuvieron un parto con ayuda (47,1 %) fue similar a los obtenidos por Markusfeld (1984).

El examen de las vacas posparto fue implementado entre el día 3 y 14 al igual que el experimento realizado por Upham (1996). En el presente estudio, la intensidad del programa de monitoreo de la salud posparto puede haber resultado en un diagnóstico y tratamiento temprano de la metritis puerperal. Un estudio con análisis sobre el efecto de esta patología en la reproducción (Fourichon *et al.*, 2000) evidenció menos efectos de metritis puerperal en estudios en los que se realizan exámenes de rutina en los animales; en comparación con los rodeos en los que el propietario informo la enfermedad. Además, Harman *et al.* (1996) no hallaron ningún efecto de vacas con distocia, retención membranas fetales o metritis temprana durante los 56 a 120 días posparto en cuanto al riesgo de concepción. En cambio en nuestro experimento las vacas con metritis que fueron tratadas se preñaron antes que las vacas que no fueron tratadas, demostrando la efectividad del tratamiento. Además de la mayor preñez en el grupo tratado que en el grupo no tratado, es destacable indicar que las vacas tratadas tuvieron una performance reproductiva muy similar al grupo control, demostrando una alta efectividad de este tratamiento en las vacas incluidas en este trabajo.

En un estudio de Benzaquen *et al.* (2007), realizado en Florida, la incidencia de metritis puerperal fue del 21 % y en nuestro experimento fue del 28,4 %. Además el efecto de metritis puerperal sobre la tasa de preñez se ve exacerbado en los meses más cálidos, donde las vacas al primer servicio presentan un periodo de no preñez extenso a lo largo de los subsiguientes 150 días del periodo de inseminación (Benzaquen *et al.*, 2007). En cuanto a la producción de leche, las vacas primíparas tuvieron una diferencia en producción tanto en litros de leche al pico como en los litros acumulados a los 305 días, mientras que en las vacas multíparas tuvieron una diferencia significativa al pico pero la diferencias fueron solo numéricas a los 305 días. Estos resultados están en contraposición a los datos obtenidos por Wittrock *et al.* (2010). Estos autores encontraron diferencias en multíparas y no en primíparas y se lo adjudicaron a que las vacas multíparas tenían un menor consumo de materia seca. Wittrock *et al.* (2010) encontraron que las vacas que presentaban metritis puerperal producían menos leche hasta la séptima semana posparto luego recuperaban su producción.

CONCLUSIONES

La metritis puerperal afecta el desempeño reproductivo y productivo. Así, las vacas diagnosticadas con metritis no tratadas obtuvieron una menor tasa de concepción a primer servicio que el resto de los grupos. Además, hubo un retardo de 23 días vacíos para lograr el mismo porcentaje de animales preñados que el resto de los grupos. Y por último, los litros producidos a los 305 días tanto en las vacas primíparas como multíparas, fue estadísticamente diferente tanto entre el grupo control como el grupo tratado y el grupo no tratado, siendo las diferencias aproximadamente entre 100 a 250 litros. De esta manera quedó en evidencia que el tratamiento temprano con clorhidrato de ceftiofur en las vacas diagnosticadas con metritis es estadísticamente ventajoso en relación a la eficiencia reproductiva y productiva lograda con respecto a las no tratadas, logrando obtener un desempeño reproductivo estadísticamente similar a las del grupo control.

BIBLIOGRAFÍA CITADA

- Benzaquen M.E., Risco C.A., Archbald L.F., Melendez P., Thatcher M.J. & Thatcher W.W. 2007. Temperatura Rectal, Factores Relacionados con el Parto e Incidencia de la Metritis Puerperal en Vacas Lecheras Posparto. *J. Dairy Sci.* 90:2804-2814
- Correa M.T., Erb H. & Scarlett J. 1993. Path analysis for seven postpartum disorders of Holstein cows. *J. Dairy Sci.* 76:1305-1312.
- Cox D.R. 1972. Regression Models and Life-Tables. *J. Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 34(2): 187-220.
- Fourichon C., Seegers H. & Malhe X. 2000. Effect of disease on reproduction in the dairy cows: A meta-analysis. *Theriogenology* 53: 1729-1759.
- Geary T.W. & Wittier J.C. 1998. Effects of timed insemination following synchronization of ovulation using the Ovsynch or CO-Synch protocol in beef cows. *The Professional Animal Science* 14: 217-220.
- Kistula M., Smith B.I. & Simeone A. 2001. The use of daily postpartum rectal temperature to select dairy cows for treatment with systemic antibiotics. *Bovine Pract.* 35: 117-125.
- Lewis G.S. 1997. Uterine health and disorders. *J. Dairy Sci.* 80:984-994.
- Markusfeld O. 1984. Factors responsible for post parturient metritis in dairy cattle. *Vet. Rec.* 114:539-542.
- Olson J.D., Brotzloff K.N., Mortimer R.G. & Ball L. 1986. The metritis-pyometra complex. Pages 227-236 in *current therapy in theriogenology 2: Diagnosis, Treatment and Prevention of Reproductive Diseases in Small and Large Animals*. W.B. Saunders Co., Philadelphia, PA.
- Purley J.R. & Martins J.P.N. 2011. Impacto de las concentraciones circulantes de progesterona y la edad del folículo ovulatorio en la fertilidad de las vacas lecheras de alta producción 9º Simposio Internacional de Reproducción Animal. Pp. 105-114.
- Pursley J.R., Mee M.O. & Wiltbank M.C. 1995. Synchronization of ovulation in dairy cow using PGF_{2α} and GnRH. *Theriogenology* 44:915-923.
- Rebhun W.C. 1995. *Diseases of dairy cattle*. Lippincott Williams & Wilkins, Baltimore, M.D.
- Risco C.A., Archbald L.F., Ellioh J., Tran T. & Chavatte P. 1994. Effect of hormonal treatment on fertility in dairy cows with dystocia or retained fetal membranes at parturition. *J. Dairy Sci.* 77: 2562-2569.
- SAS Institute. 2008. *SAS/STAT Software for Windows 9.2*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Sheldon I.M., Lewis G.S., Leblanc S. & Gilbert R.O. 2006. Defining postpartum uterine disease in cattle. *Theriogenology* 66: 1516-1530.

- Sheldon I.M., Rycroft A.N. & Zhou C. 2004, Association between postpartum pyrexia and uterine bacterial infection in dairy cattle. *Vet. Rec.* 154: 289-293.
- Thatcher W.W., Macmillan K.L., Hansen P.J. & Drost M. 1989. Concepts for regulation of corpus luteum function by the conceptus and ovarian follicles to improve fertility. *Theriogenology* 31: 149-164.
- Twagiramungu H., Guilbault L. & Dufour J.J. 1995. Synchronization of ovarian follicular waves with a gonadotropin-releasing hormone agonist to increase the precision of estrus in cattle: a review. *J Anim Sci.* 73: 3141-51.
- Upham G.L. 1996. A Practitioner's approach to management of metritis endometritis: Early detection and supportive treatment. *Proc 29 th Annu. Conv. Am. Assoc. Bovine. Pract.*, San Diego, CA. Frontier Printers Inc., Stillwater, OK.
- Wittrock J.M., Proudfoot K.L., Weary D.M. & Von Keyserlingk M.A.G. 2010. Short communication: Metritis affects milk production and cull rate of Holstein multiparous and primiparous dairy cows differently. *J. Dairy Sci.* 94: 2408-2412.

CONCLUSIONES GENERALES

En los últimos años, junto con la posibilidad de recopilar y monitorear electrónicamente los registros de los eventos productivos y reproductivos para cada vaca a lo largo de cada lactancia, ha aumentado la disponibilidad de datos para su posterior análisis. Los tambos y sus gestores necesitan información actualizada y reciente de indicadores que permitan monitorear su actividad y planificar acciones de impacto en el éxito del negocio lechero. Tales indicadores, deberían reflejen lo que ocurre en la población y servir de referencia para saber dónde se ubica cada establecimiento.

Los indicadores calculados en el marco de esta tesis permitieron observar alta variabilidad en eficiencia reproductiva según factores de manejo que impactan los rodeos del centro-sur de Santa Fe y Córdoba. Dicha variabilidad estuvo asociada directamente a la producción y a los costos en el tampo.

La técnica de regresión logística, regresión de riesgos proporcionales de Cox y las curvas de sobrevida permitieron derivar indicadores reproductivos para los tambos en estudios. La tasa de preñez acumulada a los 100 días en lactancia y los días vacíos, fueron afectados por el nivel productivo, la estación de parto, el número de lactancia y el tipo de servicio empleado.

Los indicadores productivos derivados del ajuste de curvas de lactancia realizado desde un enfoque descriptivo o vía modelos lineales clásicos para datos independientes, fueron comparados con modelos no-lineales para datos correlacionados temporalmente. La incorporación de efectos aleatorios de sujeto/lactancia permitió contemplar la falta de cumplimiento del supuesto de independencia entre las observaciones recolectadas de un mismo animal y la gran variabilidad intersujetos, representando una poderosa herramienta para derivar indicadores de eficiencia productiva. Dentro de los modelos no lineales propuestos para ajustar curvas de lactancia, el modelo difásico resultó computacionalmente complejo por su sobreparametrización y entre los modelos de Wood y MilkBot, no se encontró diferencias de calidad de ajuste. Por esta razón se propone usar el modelo más parsimonioso (Wood) pero siempre agregando un efecto aleatorio de sujeto/lactancia para mejorar la eficiencia en la estimación de los indicadores litros al pico, días al pico y las comparaciones de curvas de lactancia según factores de manejo. Se puso en evidencia que la IA, en la región en estudio, se encuentra asociada a mayores niveles productivos.

Se delimitaron cuatro tipos de tambos según su desempeño reproductivo y productivo. Los tambos más eficientes para los dos tipos de indicadores (producción diaria promedio y tasa de preñez) usaban inseminación artificial como sistema reproductivo principal. En estos rodeos, las vacas mostraron menos días improductivos, más días en lactancia, mayores litros de leche al pico, con un retraso en los días que transcurren desde el parto al pico de lactancia. Todos los indicadores mostraron tendencias estacionales, asociadas con la época de parto.

El impacto de la eficiencia productiva y reproductiva de los tambos se valoró desde una perspectiva económica. Para la evaluación económica se tuvieron en cuenta indicadores como la duración promedio de las lactancias, considerando la variabilidad intrínseca en número y tipos de lactancias que convergen contemporáneamente en el período de análisis y el valor de la producción resultante: la probabilidad del descarte y muerte de animales y el costo del reemplazo, el costo de la biotecnologías reproductivas utilizadas y de la oportunidad de la preñez, el momento del parto y el valor del ternero, como así también la probabilidad de abortos. Se encontró que la diferencia en el costo reproductivo por vaca por año en un tambo con una producción promedio de 25 litros/vaca y una tasa de preñez promedio anual del 18 %, versus un tambo con el mismo desempeño productivo, pero con una tasa de preñez anual del 13 % fue de 105 litros de leche actuales y el tambo de menor desempeño reproductivo, perdió de ganar el monto equivalente a 280 litros de leche actuales por vaca por año.

Finalmente, cabe destacar futuras líneas de investigación que surgieron de este trabajo de tesis; éstas podrían estar orientadas a la posibilidad de contemplar variables ambientales no observables, que podría mejorar las precisiones de las estimaciones de riesgos de preñez, abortos y descartes. El uso de modelos *frailty* podría mejorar la estimación de los riesgos de interés, sin la necesidad de suponer que estos son proporcionales.

ANEXO I

PROTOCOLO PARA OBTENER INDICADORES NECESARIOS PARA CORRER UN MODELO BIOECONÓMICO

A continuación se presenta el protocolo a seguir con los códigos de SAS para crear los indicadores productivos y reproductivos con el fin de correr el modelo bioeconómico.

PRIMER PASO

Obtener la historia productiva y reproductiva de las lactancias y el período de donde se quiere generar los indicadores.

- Los datos productivos necesarios para armar la historia productiva son: el código del tambo al que pertenece el animal, la identificación numérica del animal, el número de lactancia al que pertenece la información, la fecha del parto de donde comenzó la lactancia, día cero de la lactancia, luego de manera ascendente se encuentran las fechas en las cuales se realizaron los controles lecheros, los litros correspondientes a cada control lechero y los días en leche (DEL) que corresponde a cada control.

El comando utilizado en el software Dairy Comp305 para extraer dicha información fue: `EVENTOS\4S TBO ID LACT FNACI FPART LTOT DEL 305EM` y luego, se debe seleccionar el período del cual se quiere generar los indicadores productivos.

-Los datos reproductivos necesarios para armar la historia reproductiva son: al igual que la base anterior, debe contener el código del tambo, la identificación del animal y su número de lactancia, luego, tiene además las fechas en las cuales ocurrió un evento trascendental en la historia reproductiva del animal en cada lactancia, por ejemplo el evento de ser inseminada o servida por un toro, otro evento es si llega abortar como así también si se decide descartar al animal por algún motivo, o si se decide vender o bien si éste muere o si se decide secar al animal (dejar de ordeñar). Por lo tanto en un campo se registran las fechas en que ocurren los eventos, en otro el evento propiamente dicho, en otra columna los DEL en que ocurren los eventos, y también se encuentra en otra columna la información del diagnóstico de preñez como resultado de cada oportunidad que se le dio al animal para preñarse.

El comando utilizado en el software Dairy Comp305 para obtener dicha información fue: **EVENTOS\2SI TBO ID LACT FNACI FPART FCONC FSECA DEL 305EM LTOT FEVTO** y luego, se selecciona el período del cual se quiere generar los indicadores reproductivos, además de seleccionar los eventos de interés que se necesita que se listen, como ser: **PARTO, SERVICIO, PREÑADA, VACÍA, SECA, ABORTO, RECHAZO, VENTA y MUERTE.**

SEGUNDO PASO

Procesar las dos bases de datos (reproductiva y productiva) por separado y luego concatenar por lactancia usando la combinación del código del tambo, el ID del animal y el número de lactancia al que corresponde el registro.

TERCER PASO

Generar funciones lógicas a través de los comandos que nos provee el programa JMP de SAS yendo al comando *columns* y luego a *fórmulas* para generar los distintos indicadores y variables.

Días vacíos: Para generar el indicador días vacíos se originó una variable que contenía los tiempos entre la fecha del parto al evento objeto de estudio (preñez) o a un evento que no lo es. Los eventos pueden ser: la preñez confirmada (objeto de estudio), el rechazo, la muerte, la venta, haber tenido un aborto o que llegue el último día del estudio. Luego, se generó una variable evento (*sensor*) para indicar si el bovino luego de los servicios tenía una preñez confirmada (éxito=0), eventos no censurados, o si estaba vacía (fracaso=1), eventos censurados. Se censuraron para este análisis los días vacíos en los siguientes casos: animales rechazados o descartados (*culled*), muertos, vendidos, animales que si bien quedaron preñados, luego sufrieron un aborto y no se volvieron a preñar y los animales que no les ocurrió ninguno de los eventos anteriores y llegaron al última día del análisis vacíos.

Tasa de preñez acumulada a los 100 días: La TP acumulada es la proporción de vacas preñadas a un momento dado y es función de la TP. La TP acumulada a los 100 días en lactancia indica la proporción de vacas que se preñan hasta los 100 días. Consideramos hasta los 100 días porque si asumimos una espera voluntaria de 40 días, es la proporción acumulada de preñeces que se logran en 3 ciclos estrales (60 días en servicio).

Días concepción – aborto: Para generar el indicador días al aborto se originó una variable que contenía los tiempos entre la fecha de la concepción al evento objeto de estudio (aborto) o a un evento que no lo es. Los eventos pueden ser: el aborto (objeto de estudio), el rechazo, la venta, la preñez confirmada o la muerte, Luego, se generó una variable *censor* para indicar si a la vaca había abortado (éxito=0), o no a lo largo de la lactancia, estos en este caso son casos censurados (fracaso=1) o eventos censurados.

Días parto – descarte: Para generar el indicador días al descarte se originó una variable que contenía los tiempos entre la fecha del parto al evento objeto de estudio (descarte) o a un evento que no lo es. Los eventos pueden ser: el rechazo y la venta (ambos objeto de estudio), la preñez confirmada o la muerte, Luego, se generó una variable *censor* para indicar si a la vaca se la había dado de baja para el descarte (éxito=0), o no a lo largo de la lactancia, estos en este caso son casos censurados (fracaso=1) o eventos censurados. Existen varios motivos de descarte. Uno de ellos, se refiere a cuando en un sistema de producción se decide no darle más oportunidades para lograr preñarla y se vende luego que termine la lactancia o hasta que deje de ser rentable porque disminuye la producción considerablemente. Otro motivo de descarte es cuando la vaca se encuentra con algún problema morfológico como por ejemplo de aplomos o bien sanitario cuando en ella reinciden ciertas enfermedades como por ejemplo la mastitis o la endometritis.

Días parto – muerte: Para generar el indicador días a la muerte se originó una variable que contenía los tiempos entre la fecha del parto al evento objeto de estudio (la muerte) o a un evento que no lo es. Los eventos pueden ser: la muerte (evento objeto de estudio), el aborto, el rechazo, la venta, o la preñez confirmada, Luego, se generó una variable *censor* para indicar si a la vaca había muerto efectivamente (éxito=0), o no a lo largo de la lactancia, siendo estos últimos casos, eventos censurados (fracaso=1).

CUARTO PASO

Estimar las probabilidades de preñez (DA), aborto, descarte y muerte para las nueve lactancias.

-Código SAS para la obtención de las probabilidades de Preñez

```
proc lifetest data=... method= life plots=(s,h) intervals=21 42 ... 480;  
time da*censor(0);  
strata catnlact/ adjust=tukey;  
by clastboreproxprodpromedio;  
run;
```

- Código SAS para la obtención de las probabilidades de Aborto

```
proc lifetest data= ... method= life plots=(s,h) intervals=30 60... 300;  
time dsaborto*censor(0);  
strata catnlact / adjust=tukey;  
by clastboreproxprodpromedio;  
run;
```

- Código SAS para la obtención de las probabilidades de descarte

```
proc lifetest data= ... method= life plots=(s,h) intervals=21 42 ...750;  
time dsaculling*censor(0);  
strata catnlact/ adjust=tukey;  
by clastboreproxprodpromedio censorsverdadesas;  
run;
```

QUINTO PASO

Ajustar las curvas de lactancia bajo el modelo de MilkBot (1) para obtener los parámetros deseados.

$$Y(t) = a \left(1 - \frac{\exp\left(\frac{c-t}{b}\right)}{2} \right) \exp^{-dt} \quad (1)$$

donde, el parámetro llamado a es *escala*, el cual es un multiplicador que determina la magnitud total de la producción de leche y se expresa en l/día. El parámetro b , *rampa*, que controla la velocidad del incremento de la producción de leche en la lactancia temprana y se expresó en días. El parámetro c , *desplazamiento*, representa el desplazamiento en tiempo entre el momento del parto y el momento en que se da la mayor tasa de incremento en la producción de leche; se expresó en días. Por último, el parámetro d o *decaimiento*, el cual controla la pérdida de la capacidad productiva y se expresó como días⁻¹.

```
- Código SAS para el ajuste de las curvas de lactancia según MilkBot  
proc nlmixed data=...;  
parms a 40 b 65 c -0.07 d 0.002 logs 1;  
media= (a) * ((1 - Exp((c - dlact) / b) / 2) * Exp(-d * dlact));  
model ltsleche ~ normal (media,exp(2*logs));  
run;
```

SEXTO PASO

Ir a la página <http://dairymgt.info/markov/reader.php> y rellenar cada uno de los ítems previamente calculados y luego los parámetros bajo la solapa *economisc*. Los cuales deben rellenarse con valores actuales al momento de hacer el análisis: Peso promedio de las vacas en ordeño (libras/animal); Contenido promedio de grasa butirosa en la leche (%); Precio promedio de la leche (US\$/libra); Valor promedio del alimento (US\$/libra); Precio promedio de una vaquillona preñada (US\$/animal); Valor promedio de la vaca descarte

(US\$/animal); Precio promedio de una ternera de 50kg (US\$/animal); meses promedio a los cuales se secan los animales.

SÉPTIMO PASO

Correr el modelo, evaluar y comparar los resultados económicos.

ANEXO II

TABLAS DE VIDA ESTIMADAS

A continuación se exponen las tablas de vida asociadas a la estimación de las probabilidades condicionales en porcentajes de los eventos preñez, descarte y aborto para cada número de lactancia y por tipo de tambo. Para esto inicialmente se definieron cuatro sistemas de producción (tipos de tambos) en función de la combinación de los litros (l) producidos por día (d) promedio/vaca para cada tambo y la tasa de preñez promedio por tambo: 25 l/d/vaca y 18 %TP, denominado C1; 25 l/d/vaca y 13 %TP, denominado C2; 20,5 l/d/vaca y 18 %TP, denominado C3; y por último, 20,5 l/d/vaca y 13% TP, denominado C4.

Tabla 1. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de preñez para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C1 para todas las lactancias.

Tipo de tambo	Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
C1	1	0,173	0,321	0,356	0,461	0,425	0,622	0,348	0	0,623
	2	13,66	11,14	10,22	9,87	8,15	6,53	5,6	4,38	7,97
	3	24,24	22,24	21,68	17,81	17,8	15,19	15,6	14,16	11,76
	4	23,13	21,7	21,93	20,16	17,16	15,85	16,9	13,77	18,5
	5	21,26	21,66	19,3	21,21	17,81	18,18	16,07	13,79	19,85
	6	20,97	19,05	19,89	19,09	16,2	17,65	18,14	13,16	10,2
	7	19,45	20,93	19,13	17,11	18,57	15,22	13,97	17,49	5,26
	8	19,1	19,22	20,2	13,69	13,58	18,48	8,26	11,76	9,68
	9	19,9	19,04	18,69	16,7	13,45	17,39	15,71	9,62	11,54
	10	18,01	20,59	18,34	18,84	19,18	14,78	16,54	12,05	14,29
	11	20,19	19,49	20,08	15,9	22,29	17,39	15,22	13,11	12,9
	12	20,02	18,71	16,77	13,65	14,78	13,79	6,67	37,21	0
	13	20,12	21,89	15,95	17,21	9,79	31,82	0	28,57	20
	14	21,85	17,37	12,3	18,07	25,49	21,28	0	33,33	15,38
	15	18,93	23,02	11,24	12,61	11,32	14,29	7,69	57,14	0
	16	20,75	17,33	17,32	15	10,53	13,33	0	0	0

Tabla 2. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de preñez para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C2 para todas las lactancias.

Tipo de tambo	Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
C2	1	1,6	1,92	2,26	1,64	1,59	2	2,37	1,35	1,83
	2	13,86	15,33	15,9	15,55	14,09	12,7	11,53	13,95	10,25
	3	22,67	23,11	23,54	22,25	19,65	19,86	19,42	17,02	16,68
	4	23,91	24,87	24,87	22,64	19,03	17,71	18,37	20,37	17,57
	5	21,92	22,53	23,99	23,31	20,78	17,46	18,57	16,42	19,28
	6	21,34	22,16	21,14	21,63	18,31	20,38	17,65	17,95	19
	7	20,85	20,5	21,66	19,2	17,38	17,31	17,32	17,03	18
	8	20,68	22,34	21,34	20,89	18,62	14,25	17,67	12,34	16,82
	9	19,28	20,06	20,47	19,22	18,68	16,13	15,2	18,93	18,92
	10	20,33	21,06	18,83	20,34	15,82	18,61	17,78	12,94	18,37
	11	20,38	20,77	18,46	14,44	16,63	19,66	20,09	16,13	26,47
	12	15,93	19,32	17,11	17,31	22,71	7,66	15,6	13,19	19,05
	13	21,06	22,3	21,35	21,53	13,33	12,57	25	20,59	27,59
	14	15,73	16	12,5	14,05	16,77	20,16	10	0	11,76
	15	17,16	19,05	16,39	14,06	23,42	18,39	5,26	34,48	15,38
	16	17,08	14,55	19,13	18,18	21,54	23,73	27,27	14,29	22,22

Tabla 3. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de preñez para cada período de tiempo (21 días) para los tipos de tambo C3 y C4 para todas las lactancias.

Tipo de tambo	Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
C3	1	0,235	0,414	0,5	0,457	0,593	0,629	0,747	1,18	0,512
	2	9,08	9	8,23	6,98	6,36	5,5	5,64	5,98	4,83
	3	18,67	17,44	16,54	14,61	12,7	12,73	10,24	11,48	9,68
	4	19,04	18,88	17,15	15,37	13,24	13,56	11,36	9,25	9
	5	18,73	18,56	17,73	15,84	14,77	14,89	12,77	14,93	11,43
	6	17,14	17,13	18,43	15,95	14,33	13,48	11,53	11,01	10,03
	7	16,69	17,31	16,45	14,68	12,74	14,31	11,38	17,63	10,04
	8	16,14	16,99	16,19	13,94	14,23	13,04	13,4	11,9	10,62
	9	16,6	15,34	15,77	13,25	10,84	12,98	10,15	10,26	15,12
	10	14,44	15,36	15,12	14,29	12,04	10,4	10,11	11,46	11,57
	11	16,86	16,1	14,58	18,35	13,54	11,02	7,8	11,86	18,82
	12	13,44	14,45	14,12	14,61	14,84	11,73	17,43	16,47	8,16
	13	12,68	17,03	15,24	14,96	12,62	13,43	13,33	6,9	0
	14	16,07	15,04	17,9	14,89	14,71	6,19	19,05	8,89	7,14
	15	14,71	12,16	19,18	13,6	11,2	10	5,88	23,53	11,11
	16	14,47	10,03	11,2	8,98	10	6,19	24,49	26,09	66,67
C4	1	1,21	1,38	1,51	1,45	1,12	1,19	1,01	1,46	1,58
	2	9,27	10,74	11,1	10,41	9,13	9,35	7,88	7,86	8,22
	3	16,39	17,58	16,71	16,25	14,87	13,21	12,54	12,4	10,05
	4	17,8	18,81	18,74	17,04	14,99	14,28	14,72	15,08	13,21
	5	18,48	18,79	17,75	16,92	15,56	16,39	14,99	16,33	13,4
	6	17,79	18,64	17,22	15,68	16,54	17	14,41	14,85	15,58
	7	17,89	18,19	17,52	16,44	16,72	11,98	16,22	10,96	8,12
	8	17,32	16,91	17,07	14,87	14,57	14,77	15,83	14,65	13,14
	9	17,78	15,39	17,86	16,03	13,53	8,44	14,39	16,15	17,73
	10	16,73	17,93	16,12	14,17	13,85	14,61	14,98	16,93	10,14
	11	18,02	15,54	16,67	14,34	12,67	12,55	12,16	19,4	17,82
	12	16,38	15,08	14,43	16,57	13,89	14,44	15,96	16,09	8,7
	13	15,26	15,53	14,79	14,95	12,03	14,23	17,57	13,79	16,67
	14	13,36	14,78	14,2	14,41	9,13	16,85	17,65	10	0
	15	16,77	13,41	11,35	15,77	9,8	13,01	24,24	13,79	15,38
	16	15,19	16,8	22,14	12,74	19,61	11,49	21,05	18,18	25

Tabla 4. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de descarte para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C1 para todas las lactancias.

Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1,83	1,38	1,59	1,49	1,9	1,92	3,53	2,14	2,4
2	0,827	0,547	0,785	1,05	0,998	0,531	2,68	0,372	2,57
3	0,614	0,571	0,593	0,733	0,898	0,977	0,929	0,378	0
4	0,392	0,307	0,86	0,515	0,942	0,902	1,93	1,18	1,37
5	0,514	0,611	0,705	0,863	1,23	0,947	1,24	1,25	2,17
6	0,603	0,604	0,883	1,09	0,7	0,748	1,55	1,76	2,31
7	0,495	0,472	1,27	0,904	1,24	1,45	2,12	2,33	4,08
8	0,706	0,5	1,05	1,17	1,25	2,83	0,506	2,02	3,57
9	0,632	0,944	0,906	1,17	2,02	2,76	4,09	1,69	3,88
10	0,553	1,01	1,62	1,68	2,03	2,5	3,54	7,07	6,86
11	0,802	1,28	2,29	2,45	2,45	3,6	4,48	4,96	7,58
12	1,63	2,35	2,74	4,94	3,75	2,37	4,96	0	8
13	1,4	3,93	3,54	4,75	4,98	5,07	8,09	2,63	12,5
14	2,25	2,34	4,1	5,32	6,27	4,64	12,44	6,45	12,7
15	3,26	5,66	7,78	8,52	7,91	7,79	11,39	18,95	8
16	3,73	7,07	6,22	9,22	8,21	10,7	12,9	12,31	14,29
17	4,03	8,17	9,93	10,37	9,09	18,78	12,37	18,87	6,06
18	6,31	10,86	7,31	11,67	10,89	9,92	15,19	10	14,29
19	8,46	13,59	15	13,33	16,22	10,64	22,58	19,35	45,45
20	8,99	12,06	11,94	20,41	9,43	25	21,74	31,58	18,18
21	14,56	14,81	20,78	26	11,63	26,67	11,11	0	50
22	11,76	18,63	26,42	12,9	20,29	20	43,75	60	50
23	15,29	22,03	17,14	40,82	39,22	34,78	22,22	50	100
24	18,6	16,09	40	24	29,63	28,57	57,14	0	0
25	14,89	34,78	15,38	22,22	25	60	0	0	0

Tabla 5. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de descarte para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C2 para todas las lactancias.

Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1,89	1,8	1,77	2,02	2,5	2,53	2,01	2,67	3,11
2	0,381	0,533	0,5	0,778	1,01	1,03	0,839	1,13	1,7
3	0,489	0,536	0,707	0,695	0,942	1,47	2,31	1,69	1,28
4	0,681	0,541	0,585	1,02	1,34	1,41	1,08	1,38	0,838
5	0,877	0,671	0,723	0,821	0,818	1,51	1,22	1,33	3,71
6	0,669	0,917	0,846	1,22	1,75	1,34	1,48	1,42	2,32
7	0,565	0,664	0,749	1,04	1,72	2,15	1,69	1,35	2,96
8	0,753	0,983	0,912	1,32	1,54	2,2	1,02	2,92	3,3
9	0,879	1,43	1,11	1,73	2,32	1,99	2,53	2,69	3,85
10	1,82	2,05	1,98	2,53	2,44	3,03	4,31	5,03	4,91
11	2,43	3,28	2,47	3,52	3,16	4,25	4,55	9,81	4,77
12	3,05	2,94	3,34	4,9	4,66	6,06	6,19	4,24	10,22
13	4,33	4,29	4,02	4,9	6,84	4,69	7,19	11,76	11,82
14	5,05	5,13	5,35	7,56	6,79	7,25	5,59	4,81	11,61
15	5,31	7,27	7,74	9,97	7,45	6,93	16,47	12,27	15,52
16	6,56	5,64	7,71	13,39	9,18	8,81	7,64	8,4	17,95
17	6,35	7,29	8,73	9,06	9,21	8,29	10,62	17,39	17,39
18	6,79	8,45	6,9	11,97	14,48	12,66	17,28	20,9	27,59
19	7,03	8,05	12,4	19,16	11,27	13,08	14,04	12,77	42,86
20	7,18	4,26	2,41	16,67	18,56	7,59	20	17,14	33,33
21	8,43	18,07	12,6	19,18	19,67	10	8,33	18,18	0
22	11,89	11,88	21,98	17,02	10,26	22,73	50	33,33	0
23	10,94	21,05	17,24	20	21,43	0	44,44	0	50
24	14,43	23,53	31,58	38,1	0	34,78	0	50	100
25	27,4	34,48	28,57	0	33,33	46,15	0	0	0

Tabla 6. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de descarte para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C3 para todas las lactancias.

Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2,16	2,47	2,3	2,53	2,7	3,36	4,43	2,5	2,74
2	0,66	0,82	1,16	1,07	1,18	1,17	1,07	1,22	1,07
3	0,621	0,544	0,598	0,963	1,14	1,52	1,31	0,421	2,77
4	0,625	0,607	0,867	0,872	1,03	1,04	1,79	1,53	1,78
5	0,766	0,638	0,841	1,22	1,34	1,67	1,78	2,08	1,27
6	0,556	0,778	0,875	0,867	1,7	1,53	2,22	1,45	2,02
7	0,558	0,666	0,988	1,02	1,5	1,82	2,99	1,53	2,88
8	0,596	0,884	0,799	1,43	1,61	1,76	2,31	4,13	1,98
9	0,516	0,904	1,02	1,34	1,26	2,09	2,86	2,47	3,96
10	0,678	0,935	0,945	1,81	2,17	1,97	1,94	2,83	4,16
11	0,829	1,44	1,78	1,92	2,38	3,74	3,71	2,58	6,92
12	1,53	1,73	1,76	2,74	2,82	4,14	3,66	7,53	6,45
13	1,67	2,72	3,53	3,45	3,11	4,47	6,47	5,67	6,32
14	2,08	3,85	3,66	4,35	5,66	5,57	6,13	8,89	6,76
15	2,26	4,45	5,14	5,97	5,74	12,13	6,17	4,55	15,13
16	3,18	5,43	6,6	5,67	6,27	9,16	10,28	8,57	8,89
17	3,07	5,49	6,14	6,88	6,41	12,14	9,85	13,33	16,9
18	4,72	6,3	8,85	7,36	6,82	10,3	12,05	10,39	18,87
19	6,52	8,69	7,91	11,22	9,94	9,09	6,45	10	0
20	6,99	8,38	9,12	14,67	13,09	11,85	19,23	12,24	32,26
21	10,82	12,35	9,88	12,8	25	22,64	20,25	16,22	0
22	8,32	14,08	21,73	19,67	13,24	22,86	14,04	0	0
23	10,24	17,8	19,63	10,61	15,24	17,78	23,26	8,33	44,44
24	18,69	19,75	23,53	26,42	21,69	30,3	26,67	33,33	0
25	13,89	12,07	28,04	29,85	10	22,22	47,62	18,18	50

Tabla 7. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de descarte para cada período de tiempo (21 días) para el tipo de tambo C4 para todas las lactancias.

Períodos de 21 días	Número de Lactancia								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2,92	2,42	2,04	2,69	2,37	3,02	1,93	2,64	3,26
2	0,415	0,382	0,568	0,575	1,09	0,715	0,902	1,14	0,991
3	0,495	0,441	0,623	0,897	0,97	0,887	1,21	1,44	0,861
4	0,52	0,525	0,571	1,03	1,37	1,08	1,55	2,19	2,54
5	0,635	0,572	0,776	1,12	1,33	1,09	1,25	2,19	3,71
6	0,827	0,734	0,967	0,949	1,43	1,9	2,06	2,81	2,57
7	0,665	0,97	1,02	1,3	1,64	1,65	2,56	2,86	3,02
8	0,714	1	1,36	1,78	1,85	2,32	1,53	2,03	3,06
9	1,03	1,26	1,64	1,89	1,85	2,76	3,62	2,94	4,3
10	1,11	1,28	1,94	2,12	2,99	2,58	2,59	4,57	5,9
11	1,3	1,86	1,89	3,58	3,13	3,6	4,97	4,64	7,1
12	2,03	2,89	3,59	4,22	3,66	3,99	4,04	7,24	8,85
13	1,76	3,11	3,39	5,14	4,01	8,24	6,84	7,55	8,16
14	2,52	3,82	4,46	5,88	8,3	5,43	6,49	10,97	11,64
15	3,87	5,56	6,64	7,81	8,29	8,17	12,7	10,65	12,59
16	4,78	6,19	7,81	6,63	9,27	11,39	15,83	9,45	13,46
17	3,35	9,27	10,56	11,52	14,97	11,21	16,33	14	24,32
18	6,53	13,3	8,29	12,42	15,07	13,39	17,52	10,53	15,69
19	8,2	14,87	10,81	12,73	13,06	18,68	10,75	18,46	20
20	8,53	11,52	7,76	11,62	15,2	17,32	8,45	12,24	7,14
21	4,59	13,38	13,06	13,79	6,84	8,51	28,57	27,03	33,33
22	7,93	10,99	14,77	10,17	9,09	21,62	33,33	17,39	25
23	10,36	16,13	15,87	13,19	30,3	4	25	22,22	36,36
24	13,9	21,43	23,66	28,17	47,62	53,33	11,11	46,15	33,33
25	19,55	11,11	34,92	22,73	19,05	20	37,5	33,33	0

Tabla 8. Estimación de la probabilidad condicional en porcentaje de aborto para cada intervalo de tiempo (meses en gestación) para los tipos de tambo C1, C2, C3 y C4 para todas las lactancias,

Tipo de Tambo	Mes de gestación	Número de Lactancia								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
C1	1	0,0623	0	0,204	0,0464	0	0	0	0	0
	2	2,7	2,87	2,69	4,61	3,98	2,66	5,82	5,5	7,3
	3	4,55	4,17	4,56	4,37	5,02	5,46	4,54	6,45	0
	4	3,48	2,84	3,15	3,26	4,54	2,95	2,45	2,7	1,75
	5	3,55	3,99	3,19	3,01	3,14	2,63	5,07	2,8	0
	6	3,67	3,83	3,35	3,63	4,25	2,97	1,37	4,9	3,67
	7	1,52	1,31	1,74	1,17	1,9	0,48	0,955	5,41	1,96
	8	1,58	1,37	1,76	0,981	1,21	0,979	0,98	1,2	2,02
	9	0,672	0,623	0,795	0,464	0,92	0,755	1,01	0	0
C2	1	0,2	0,273	0,288	0,181	0	0,174	0	0	0
	2	1,52	1,63	1,57	2,17	2,57	2,94	3,14	4,08	2,47
	3	2,79	2,57	3,67	3,42	4,54	4,23	4,63	5,77	4,74
	4	2,37	2,43	2,61	3,06	3,67	3,53	2,11	2,82	2,62
	5	4,13	3,26	3,27	3,59	3,12	2,48	2,61	5,47	3,86
	6	2,36	2,83	2,96	2,78	2,92	2,2	2,03	3,18	1,75
	7	1,22	1,1	1,25	1,34	1,58	1,08	0,939	1,47	0,608
	8	0,845	0,823	0,754	1,39	1,07	0,978	0,726	1,56	0
	9	0,598	0,541	0,7	0,564	0,302	0,723	0,247	0,549	1,91
C3	1	0,0605	0,0499	0,0564	0,0512	0,0953	0,182	0,19	0	0
	2	1,37	2,02	1,81	2,4	2,1	3,21	1,8	2,1	2,54
	3	3	3,29	2,87	3,67	2,73	3,49	4,82	2,75	3,53
	4	2,96	2,62	2,7	3,34	2,8	2,95	4,8	0,962	2,29
	5	3,7	3,13	2,22	3,22	2,94	2,59	2,57	4,38	2,36
	6	3,79	3,91	3,51	3,64	2,67	2,96	2,97	2,06	1,63
	7	1,45	1,66	1,67	1,64	1,19	1,49	1,14	0,541	1,69
	8	1,42	1,5	1,56	1,16	1,59	1,27	1,19	1,69	0
	9	1,01	0,983	0,713	0,424	0,3	0,587	0,919	1,17	0
C4	1	0,0485	0,0924	0,0419	0,0677	0	0,192	0	0	0
	2	1,41	1,33	1,62	1,98	1,6	1,54	1,1	1,24	2,78
	3	2,29	3,05	2,44	2,89	4,31	2,17	4,32	4,39	4,12
	4	2,55	2,69	2,62	2,76	3,27	2,94	3,97	2,93	1,69
	5	3,63	3,33	2,91	3,29	3,14	1,95	3,83	3,85	2,42
	6	2,84	3,11	3,3	2,86	2,69	2,96	2,57	4,07	3,83
	7	1,54	1,64	1,34	1,47	1,13	0,843	2,25	1,31	0,683
	8	1,21	1,08	1,34	1,03	1,54	0,87	0,476	1,37	1,43
	9	0,834	0,804	0,606	0,728	0,798	0,299	0,982	0,478	0