



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

MAESTRÍA EN CIENCIAS DE LA PRODUCCIÓN Y DE LA SALUD ANIMAL

PREDICCIÓN DE VALORES GENÉTICOS PARA VIDA PRODUCTIVA DE GANADO HOLSTEIN UTILIZANDO MODELOS DE SUPERVIVENCIA

T E S I S

PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN CIENCIAS
P R E S E N T A
JOSE ROLANDO ABADIA ROJAS

TUTOR:

Felipe de Jesús Ruíz López

COMITÉ TUTORAL:

Hugo H. Montaldo Valdenegro

Vicente E. Vega Murillo

Cuautitlán, Izcalli, Edo. De México

2009



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

AGRADECIMIENTOS

A las siguientes instituciones agradezco su apoyo para el desarrollo de la presente tesis, ya que sin su ayuda esta no hubiese sido posible.

- Asociación Holstein de México

- Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (CENID-Fisiología-INIFAP).

- Departamento de Genética y bioestadística en la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia (FMVZ) de la UNAM.

Al Dr. Felipe Ruíz, por todo su apoyo, comprensión, por confiar en mí y sobre todo por su amistad.

A mis asesores, Dr. Hugo Montaldo y el Dr. Vicente Vega por sus aportaciones al trabajo y a mi vida profesional.

Al Dr. Moisés Montaña por su apoyo durante mi estadía en CENID-FISIOLOGIA

Al Dr. Vincent Ducrocq y la Dra. Zuleima Chirinos por su ayuda y recomendaciones con el programa "Survival kit".

Al Dr. Héctor Castillo por sus enseñanzas y amistad, al MVZ. Raymundo Gudiño por su apoyo, ayuda y amistad. A mis amigos Adriana, Edgar, Toño, Arturo, Abel (ASCOL), y a todos aquellos que me ayudaron.

DEDICATORIA

A Jeanina, Ezekiel y Mariabel, esperando que esto sea un ejemplo para ellos y que siempre sigan sus sueños, expectativas y metas. A mi esposa Fabi por su comprensión.

A mi madre por todo el esfuerzo que hizo por sacarnos adelante y darnos una educación.

A mi abuelo Don Vicente Abadía...“no todo estaba perdido”...ahora si nos despedimos.

ÍNDICE

1.0 REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	1
1.1 Introducción General.....	1
1.2 Duración de Vida Productiva.....	2
1.3 Razones de desecho.....	3
1.4 Censura.....	4
1.5 Metodología del análisis de supervivencia.....	5
1.6 Conceptos y Métodos del Análisis de Supervivencia.....	6
1.6.1 Funciones de probabilidad del tiempo de supervivencia.....	6
1.6.2 Distribuciones de probabilidad básicas.....	8
1.6.3 Estimación no paramétrica.....	9
1.6.4 Estimación paramétrica.....	10
1.6.5 Modelos de regresión.....	10
1.6.6 Variables.....	13
1.7 Cálculo de la heredabilidad en el análisis de supervivencia.....	14
1.8 Evaluaciones Genéticas.....	16
1.9 Justificación.....	19
1.10 Objetivos.....	19
1.11 Hipótesis.....	19
2.0 MATERIALES Y MÉTODOS.....	20
3.0 RESULTADOS.....	25
4.0 DISCUSIÓN.....	35
5.0 CONCLUSIONES.....	42
6.0 LITERATURA CITADA.....	43
7.0 ANEXOS.....	50

LISTA DE CUADROS

	Pagina
Cuadro 1. Revisión de las evaluaciones genéticas para longevidad.....	17
Cuadro 2. Parámetros estimados obtenidos de diferentes investigaciones para análisis de supervivencia en ganado Holstein.....	18
Cuadro 3. Estadísticas descriptivas de producción y DVPF de los animales en estudio.	25
Cuadro 4. Estadísticas descriptivas para número de lactaciones, días en producción y producción de leche total por vida productiva para cada nivel de producción estandarizado	25
Cuadro 5. Pruebas estadísticas para la prueba de proporción de verosimilitudes para cada uno de los efectos fijos	26
Cuadro 6. Parámetros estimados de la distribución de Weibull y genéticos del análisis de supervivencia para ganado Holstein de México.....	28

Cuadro 7.

Estadísticas descriptivas de los valores genéticos del semental y sus valores expresados en riesgo relativo.....29

Cuadro 8.

Estadísticas descriptivas de los valores genéticos predichos de acuerdo al origen del semental.....30

Cuadro 9.

Estadísticas descriptivas de los valores genéticos predichos de acuerdo al origen del semental con al menos 50% de confiabilidad.....30

Cuadro 10.

DVPF esperada en días para las hijas de los sementales A, B y C, considerando que la DVPF es de 50%.....32

Cuadro 11.

Número de sementales por año de nacimiento con al menos 50% de confiabilidad.....32

Cuadro 12.

Correlaciones simples (y del rango) para los sementales americanos y canadienses evaluados en México con al menos 50% de confiabilidad. HTP=Habilidad de transmisión predicha. ¹Expresados en unidades de desviación estándar genética.....33

LISTA DE FIGURAS

	Pagina
Figura 1. Censura por la derecha.....	4
Figura 2. Niveles de producción estandarizada, con 10 clases: la clase 1, representa el nivel de producción más bajo y la clase 10 el nivel más alto.	27
Figura 3. Fases de la lactancia (lactancias 1, 2, 3 y ≥ 4 por tres fases de 29, 249 y 365 días).....	28
Figura 4. Distribución de los valores genéticos del semental. Valores de la izquierda son favorables y reducen el riesgo de desecho de las hijas de los sementales, valores de la derecha aumentan el riesgo de desecho de las hijas de los sementales.....	29
Figura 5. Curvas de supervivencia esperadas de tres sementales con valores genéticos expresados en riesgo relativo de 0.5319 (---); 1.00 (-) y 1.3133 (.....).	31
Figura 6. Tendencias de los valores genéticos expresados en riesgo relativo de desecho de sementales Holstein americanos, canadienses y mexicanos nacidos entre los años 1995 al 2002.....	34

ABREVIATURAS Y SIGLAS USADAS

DVP=Duración de Vida Productiva.

DVPF=Duración de Vida Productiva Funcional.

REML=Máxima Verosimilitud Restringida.

INIFAP= Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias.

T=tiempo de vida del animal.

t=Tiempo que transcurre entre el inicio del parto hasta el desecho.

C=Tiempo de Censura

$h(t)$ = Función de riesgo.

$S(t)$ = Función de supervivencia.

Var= Varianza.

$E(t)$ =Esperanza del tiempo que transcurre desde el inicio del parto hasta el desecho.

$S_{KM}(\cdot)$ = Función de supervivencia utilizando el estimador Kaplan-Meier.

h^2_{\log} =heredabilidad en escala logarítmica.

h^2_{ori} =heredabilidad en escala original.

RESUMEN

Se usó la metodología de análisis de supervivencia con un modelo de riesgos proporcionales de Weibull para estudiar la Duración de Vida Productiva Funcional (DVPF) de ganado Holstein en México, usando un modelo semental-abuelo materno. La DVPF fue definida como el lapso de tiempo entre el primer parto y la fecha de desecho o muerte. Los registros para DVPF fueron obtenidos de la Asociación Holstein de México, de una base de datos de 602,940 registros. El archivo final constó de 36,507 registros para DVPF, para vacas que parieron por primera vez entre 1995 al 2008. El modelo incluyó, la función de riesgo basal, hato-año de primer parto, incluido como efecto aleatorio; número de lactación por fase de lactación con cortes en los días 29, 249 y 365 y nivel de producción estandarizado con 10 clases, incluidas como variables tiempo dependientes y el efecto aleatorio del semental. El porcentaje de censura resultó de 25.54%. Todos los efectos analizados fueron significativos ($P < 0.0001$) y tuvieron una gran influencia en el riesgo de desecho de los animales. Las heredabilidades calculadas en una escala logarítmica y original resultaron de 8% y 9% respectivamente. Los valores genéticos de los sementales tuvieron un incremento en el riesgo de desecho de la población Holstein de México viéndose disminuida la DVPF de las hijas de los sementales canadienses y mexicanos de los años 1995 al año 2002.

Palabras Clave: Análisis de supervivencia, modelo de riesgos proporcionales de Weibull, variable tiempo dependiente, Heredabilidad.

ABSTRACT

Survival analysis methodology with a Weibull proportional hazards model was used to study length of productive life functional (DVPF) of Holstein cattle in Mexico using a sire and maternal grandsire model. The DVPF was defined as the length of time between first freshening and the date of culling or death. The records were provided by the Mexican Holstein Association. A database of 602,940 records, the final file consisted of 36,507 records for DVPF for cows that calved for the first time from 1995 until 2008. The model considered the baseline and herd-year of first calving included as random effects, lactation number by stage of lactation and standard level of production with 10 classes were included as time dependent covariates and the random effect of sire. The resulting censoring percentage was 25.54%. All effects were considered significant ($P < 0.0001$) and had a large influence on the risk of culling of an animal. The heritability estimates on a logarithmic and the original scales were 8% and 9% respectively. The trends showed that the predicted breeding values of sires has decreased during the last years while the relative risk of culling has increased from 1995 until 2002.

Keywords: Survival analysis, Weibull proportional hazards model, time-dependent variables, Heritability.

1.0 REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

1.1 INTRODUCCIÓN GENERAL

El mejoramiento genético del ganado productor de leche y del ganado Holstein en particular, se ha basado en la utilización de la inseminación artificial y en la evaluación genética del ganado (Goddard *et al.* 1999; Mark, 2004).

La primera evaluación genética realizada por la Asociación Holstein de México A.C. con información generada en México se realizó en 1983 y sólo incluyó características de conformación (Ruiz, 2007). En 1985, por recomendación y con el apoyo del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos de América, se utilizó la información del control de producción para realizar la primera evaluación genética para producción de leche. En esa evaluación se utilizó un modelo de repetibilidad semental-abuelo materno ya que los adelantos tecnológicos no permitían un modelo más sofisticado (Ruiz, 2007).

En 1999, se realizó la evaluación genética de ganado Holstein por primera vez en México por el Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. En esa versión se incluyeron tres características de producción de leche y 12 características de conformación siendo la periodicidad de las evaluaciones anual. Desde el 2006, las evaluaciones son semestrales e incluyen características de: 1) producción de leche, grasa y proteína, 2) porcentaje de grasa y proteína y 3) 15 características de conformación (Ruiz, 2007).

Hasta ahora, el carácter Duración de Vida Productiva (DVP) en la población Holstein de México ha sido poco estudiado. En estudios previos se analizó el efecto de nivel de producción de leche sobre la DVP, con base en un estimador Kaplan-Meier y un modelo de regresión de Weibull (Ruíz *et al.* 1994). En otro estudio la DVP se analizó como la habilidad de permanencia a los 48 meses y como duración de vida productiva hasta la tercera lactación, empleando métodos

de análisis basados en el uso de modelos lineales (Valencia *et al.* 2004). Sin embargo, no existen estudios previos que aborden el análisis del carácter DVP mediante técnicas estadísticas que incorporen el uso de datos incompletos (o censurados) dirigidos a producir evaluaciones genéticas para la selección directa del carácter en esta población.

1.2 DURACIÓN DE VIDA PRODUCTIVA (DVP).

En la literatura sobre producción de leche se han dado varias definiciones de longevidad, pero la más simple es la duración de vida productiva ya que esta determinada por el tiempo que transcurre desde el primer parto (inicio de la producción de leche) hasta el desecho o muerte del animal, sin considerar el tiempo que requirió la crianza de la becerro. El tiempo que permanezca la vaca en el hato dependerá de su capacidad para competir económicamente con aquellos animales que puedan potencialmente reemplazarla.

Ducrocq *et al.* 1988a y 1988b, hicieron una distinción importante de la vida productiva clasificándola en funcional o en verdadera. La diferencia entre estas clases estriba en que la primera considera el efecto que tiene el nivel de producción de leche sobre el proceso de eliminación de una vaca (Ducrocq y Solkner, 1998; VanRaden *et al.* 1993). Es decir, la Duración de Vida Productiva Funcional (DVPF) mide la habilidad de una vaca para evitar el desecho por enfermedad o problemas reproductivos (Ducrocq, 1987). Y la segunda es el tiempo que dura la vaca en el hato y depende principalmente de su productividad y refleja el desecho ya sea, producción o por enfermedad..

Mejorar o prolongar la DVP beneficiaría a los productores de varias maneras, ya que al incrementarse ésta, tiene como consecuencias: a) reducción de los costos de reposición de ganado al requerirse de un menor número de animales de reemplazo, b) incremento de la producción de leche, a través de un aumento de la proporción de vacas adultas con mayores producciones, c) mayor

disponibilidad de vaquillas recursos que se pueden utilizar para aumentar el tamaño del hato y d) posibilidad de mejorar la intensidad de selección para las características de producción.

1.3 RAZONES DE DESECHO

El desecho voluntario resulta de la propia decisión del ganadero motivado generalmente por falta de producción de leche, mientras que el involuntario se debe a problemas fuera del control del ganadero como lo pueden ser la fertilidad, la susceptibilidad a enfermedades o los de adaptación del animal. El objetivo de cualquier ganadero debe ser reducir el desecho involuntario por los costos asociados que este involucra, y de esta manera abrir la posibilidad de desechar voluntariamente los animales menos productivos y/o los que dejen de ser rentables (Dohoo *et al.* 1984; Dentine *et al.* 1987; Lehenbauer *et al.* 1998; Rogers *et al.* 1988; Gröhn *et al.* 2003; Weigel *et al.* 2003).

Ruiz *et al.*, (1994) concluyeron que en México el nivel de producción de la vaca si afecta su DVP, lo que fue corroborado mas tarde por Valencia *et al.*, (2004), quienes con datos obtenidos entre 1970 a 1997 sugirieron que los ganaderos desechan un porcentaje importante de vacas por bajas producciones de leche.

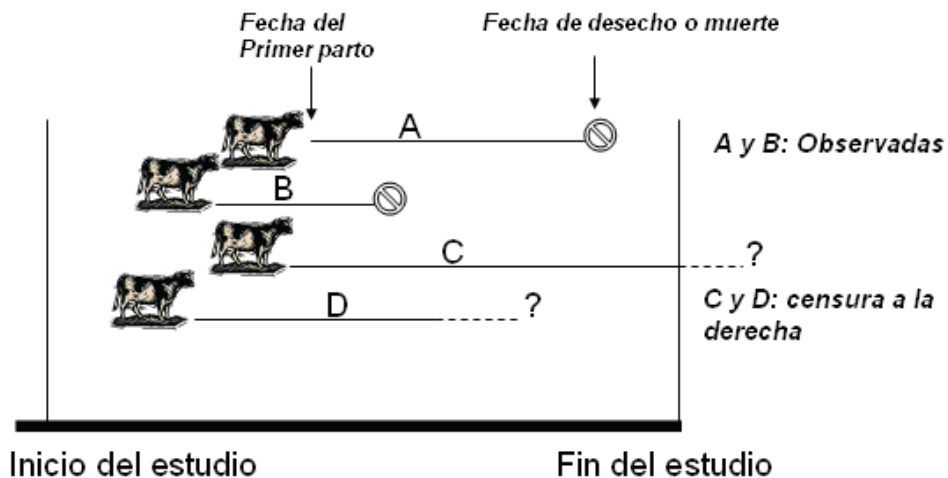
Durante los últimos años, mejorar la DVP en el ganado lechero ha cobrado importancia debido al incremento en los costos de reemplazo de vientres que se estima constituyen entre el 15 y el 20 % de los costos totales de producción de leche (Heinrich, 2001). Gómez, citado por House, (1994) menciona que en México no se tiene una buena crianza de vaquillas, y como resultado de esto las explotaciones lecheras en México tienen que importar vaquillas de Estados Unidos de America. Tan solo en 1994 se importaron 50 mil vaquillas lo que representa el 5% del inventario de ganado lechero.

1.4 CENSURA

Uno de los problemas del análisis de DVP es la existencia de información incompleta, es decir, información de individuos que no han experimentado el evento de interés o desecho al terminar el periodo de estudio pero de los cuales ya sabemos que la DVP será cuando menos la que presentan al final del estudio o información de individuos que al inicio del estudio ya habían iniciado su vida productiva pero de los que no sabemos cuando inicio (Kleinbaum, 1996). Por ejemplo, cuando una vaca esta todavía en producción su DVP es desconocida aunque se conoce el limite inferior de la misma. A estas observaciones se les denomina censuradas.

Aunque existen varios tipos de censura en el área de mejoramiento genético la censura a la derecha es la mas frecuente (Ducrocq, 2001). Solo se conoce que la DVP será mayor que el valor conocido, por ejemplo: Si la variable de interés es la DVP entonces hay censura por la derecha cuando en el momento en que finaliza el estudio hay sujetos para los que no se conoce la fecha exacta de eliminación, sino que solamente se sabe que será posterior a una fecha conocida como se muestra en la siguiente figura:

Figura 1. Censura por la derecha.



En el ganado lechero nos interesa este tipo de censura por que se produce cuando: 1) una vaca se encuentra en producción al final del periodo de estudio; 2) el hato abandona el sistema de recolección de datos (control de producción de leche oficial); 3) la vaca no puede ser ubicada en la base de datos en sus lactaciones sucesivas (Ducrocq, 1987; Ducrocq, 2001).

1.5 METODOLOGIA DEL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

Kachman (1999) resumió el manejo que se puede dar a los datos al realizar una evaluación genética para DVP medida en días, meses o años. Estos son: 1) definir el momento inicial y final para determinar el intervalo a estudiar, 2) definir como considerar los datos provenientes de vacas que dejan el hato por factores no relacionados con la producción (ejemplo, ventas), 3) definir como tratar los registros de aquellas vacas que aún se encuentran produciendo al momento de la evaluación y 4) considerar que la DVP es asimétrica (mayor frecuencia de vacas con menor vida productiva) lo que aleja su distribución de probabilidad de una normal.

Todo lo anterior hace del análisis de supervivencia aporte una herramienta adecuada para analizar este carácter, en la actualidad, se ha empleado para identificar animales con mayor mérito genético para DVP en evaluaciones genéticas de bovinos de leche (Ducrocq, 1999), carne (Forabosco *et al.* 2005), porcinos (Ringmar-Cederberg *et al.* 1997); caballos de salto (Ricard *et al.* 1997); aves (Ducrocq, 1999) y conejos (Garreau, 2007).

El problema de la información incompleta antes mencionado se trató de resolver en el pasado acortando el periodo de análisis o redefiniendo la variable en estudio como lo fue la evaluación de la habilidad de permanencia a los 54 meses de edad (Everett *et al.* 1976, Schaeffer *et al.* 1974, VanRaden *et al.* 1993).

Finalmente vale la pena mencionar que el análisis de supervivencia permite considerar covariables dependientes del tiempo (aquellas cuyo efecto cambia a través del tiempo), como el nivel de producción de leche, cambios anuales en el tamaño del hato, estado sanitario y manejo. En la actualidad el análisis de supervivencia en las evaluaciones genéticas emplea grandes bases de datos y metodologías complejas (Ducrocq y Sölkner, 1998b).

1.6 CONCEPTOS Y METODOS DEL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

1.6.1 FUNCIONES DE PROBABILIDAD DEL TIEMPO DE SUPERVIVENCIA.

Considerando la definiciones anteriores, la DVP, como cualquier variable de supervivencia es una variable aleatoria positiva ya que mide el intervalo entre el inicio de la vida productiva del animal (punto de origen) y la eliminación del mismo (pudiendo ser por muerte o cualquier otra causa (Ducrocq, 1987).

La teoría del análisis estadístico para datos de supervivencia está basada en el concepto de riesgo y del uso de distribuciones especiales y el riesgo se puede modelar para todos los registros, sean censurados o no. (Ducrocq y Sölkner, 1988a; Kleinbaun, 1996; Ducrocq, 1997; Vukasinovic, 1999; Kachman, 1999; Klein y Moeschberger, 1997; Collet, 2003).

Entonces, el tiempo de supervivencia, se puede referir al valor de una variable, T , y los valores diferentes que T puede tomar tienen una distribución de probabilidad y T representa el tiempo al de desecho o muerte de una vaca que esta asociada a cierto periodo de tiempo, t .

Función de distribución acumulada de supervivencia

$$F(t) = \text{Prob}[T < t] \quad [1]$$

Que es la probabilidad de que el tiempo de supervivencia sea menor que el tiempo t . Y se puede definir como la probabilidad de que una vaca sobreviva menos de t días. Donde T representa el tiempo que transcurrió al desecho.

La función de densidad para supervivencia $f(t)$:

$$f(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}[t \leq T < t + dt]}{dt} = \frac{dF(t)}{dt} \quad [2]$$

Es el limite de la probabilidad no condicional de que el desecho de una vaca ocurra entre t y $t + dt$.

Algunas funciones más específicas usadas en el análisis de supervivencia son:

La función de supervivencia $S(t)$:

$$S(t) = \text{Prob}[T \geq t] = 1 - F(t) \quad [3]$$

Que es la probabilidad de que el tiempo de supervivencia T sea mayor o igual al tiempo t . donde $F(t)$ es la función de distribución acumulada de supervivencia y $S(t)$ es la fracción de los animales que aun están vivos al tiempo t .

La función de riesgo $h(t)$,

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}[t \leq T < t + dt | T \geq t]}{dt} \quad [4]$$

$h(t)$ es igual al límite como dt se aproxima a 0. La función de riesgo es ampliamente usada para expresar el riesgo de desecho o muerte al tiempo t , y

esta se obtiene de la probabilidad de que un animal muera al tiempo t , condicionado que el animal tenga que vivir hasta ese tiempo. En otras palabras, la función de riesgo considera la probabilidad que la variable asociada con un tiempo de supervivencia para cada individuo, T , este entre t y $t + dt$, condicionada sobre T que es mayor que o igual a t , se escribe $Pr ob[t \leq T < t + dt | T \geq t]$. Esta probabilidad condicional es entonces expresada como una probabilidad por unidad de tiempo dividida por un intervalo de tiempo, dt , lo que nos da una tasa de cambio. En la producción animal, el riesgo es por ejemplo, la tasa de desecho a un tiempo determinado t de la vida productiva de la vaca (Ducrocq *et al.* 1988a).

Función de riesgo acumulada de supervivencia

$$H(t) = \int_0^t h(u) du \Rightarrow S(t) = \exp(-H(t)) \quad [5]$$

Es el riesgo integrado del tiempo 0 a t , en otras palabras es la suma del riesgo previo al tiempo t .

Todas estas distribuciones están relacionadas entre si, el conocimiento de una de ellas definirá las otras. (Kleinbaun, 1996; Klein y Moeschberger, 1997; Ducrocq, 2001; Collet, 2003).

1.6.2 DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD BÁSICAS

El riesgo asociado con la ocurrencia del desecho puede ser modelado empleando distribuciones estadísticas como la exponencial, Weibull, Log-normal, Gamma, Log-logística, Pareto, Rayleigh y Gompertz (Anexo 1).

La función más sencilla, basada en un único parámetro, es la distribución exponencial. Las distribuciones Weibull y Gamma son generalizaciones de la distribución exponencial y junto con la distribución Log-normal son distribuciones

con dos parámetros. Estas tres distribuciones son un caso particular de la distribución Gamma generalizada, que introduce un parámetro más, al igual que la distribución Log-logística. La distribución F generalizada engloba a todas las anteriores, que son casos particulares de esta distribución para determinados valores de sus parámetros, lo que puede usarse para discriminar entre modelos simplificados (Kalbfleisch y Prentice, 1980; Ducrocq, 2001) (Anexo 1).

La distribución de Weibull es la que más se ha empleado para modelar la DVP en ganado lechero (Ducrocq, 1987; Ducrocq *et al.* 1988a), debido a que permite la inclusión de covariables dependientes del tiempo, acomoda sesgos o distribuciones desconocidas del tiempo de supervivencia, y probé el manejo de registros incompletos (censurados).

1.6.3 ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA

El método de estimación no paramétrico mas empleado para calcular la función de supervivencia en una población es el estimador Kaplan-Meier o del producto limite que fue propuesta por Kalbfleisch y Prentice (1980). Donde puede ser calculada como:

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{k|T_{[k]} < t} \left(\frac{n_k - d_k}{n_k} \right) \quad [6]$$

Donde $T_{[k]}$ representa el tiempo ordenado desde el primer desecho hasta el último. Por cada $T_{[k]}$, uno puede contar cuantos animales estuvieron en “riesgo” (esto quiere decir, deberían haber sufrido el desecho al tiempo $T_{[k]}$) y cuantos actualmente se desecharon. Estos dos números serán denotados como $n_{[k]}$ y $d_{[k]}$. La relación entre $n_{[k]}$ y $n_{[k+1]}$ depende de la censura. (Kaplan y Meier, 1958; Ducrocq, 1997; Ducrocq, 2001).

1.6.4 ESTIMACIÓN PARAMÉTRICA

Los métodos paramétricos permiten estimar por máxima verosimilitud los parámetros de alguna distribución conocida como el tiempo de supervivencia de una vaca. La estimación por máxima verosimilitud supone que cada individuo i , tiene un tiempo de vida t_i y un tiempo de censura c_i , pero el que se observa es la variable $Y_i = \min(T_i, C_i)$ y la censura $\delta_i = \text{ind}(T_i < C_i)$. El tiempo de vida t_i tiene una distribución paramétrica conocida y una función de densidad $f(t_i)$ y una función de supervivencia $S(t_i)$. El tiempo de censura c_i tiene una distribución paramétrica que puede ser desconocida y una función de densidad $g(c_i)$ y una función de supervivencia $G(c_i)$ (Ducrocq, 2001).

1.6.5 MODELOS DE REGRESIÓN

Los modelos dentro del análisis de supervivencia están contruidos con base a una función de riesgo, que mide el riesgo de desecho de una vaca al tiempo t . se supone que la función de riesgo para cada animal tiene una forma común llamada función de riesgo basal, la cual, es igual para todos los animales esta función puede ser modificada para cada individuo por la influencia de los efectos que afectan la DVP, llamado factor stress. Dentro del análisis de supervivencia el modelo es (Kleinbaun, 1996; Klein y Moeschberger, 1997; Ducrocq, 1997; Ducrocq, 2001; Collet, 2003):

$$h(t; x) = h_0(t) \exp(x' \beta) \quad [7]$$

El primer término de la derecha después del signo de igual $h_0(t)$ es común para todos los animales y representa el proceso de desecho y se denomina función de riesgo basal, mientras que el segundo $\exp\{x' \beta\}$ considera el vector de parámetros β de los efectos fijos que determina la forma en el cual los efectos fijos afectan la función de riesgo de desecho del animal. La función de riesgo

basal se supone tiene una forma paramétrica, exponencial, Weibull o puede tener una forma semiparamétrica general (Cox, 1972; Ducrocq, 2001).

El nombre “modelo de riesgos proporcionales” viene de la siguiente propiedad: dado que $h_A(t)$ y $h_B(t)$ son la función de riesgo de dos animales con covarianza asociada al vector x_A y x_B respectivamente. Por lo tanto, La proporción de estos dos riesgos se expresa de la siguiente manera (Kleinbaun, 1996, Ducrocq, 1997; Ducrocq, 2001):

$$\frac{h_A(t)}{h_B(t)} = \frac{h(t; x_A)}{h(t; x_B)} = \frac{h_0(t) \exp\{x_A' \beta\}}{h_0(t) \exp\{x_B' \beta\}} = \exp\{(x_A - x_B)' \beta\} = \text{constante} \quad [8]$$

La fracción no es dependiente del tiempo, la función de riesgo de estos dos animales es proporcional. Ejemplo: si la constante es igual a 2 en algún punto de la vida el animal A, esto quiere decir, que es dos veces mas probable que sea desechado que el animal B (Kleinbaun, 1996; Ducrocq, 1997; Vukasinovic, 1999; Ducrocq, 2001; Collet, 2003).

También dentro de los modelos de riesgos proporcionales se pueden incluir situaciones en el cual los efectos de x varían con el tiempo, en este caso, el modelo se modifica del siguiente modo (Kleinbaun, 1996; Klein y Moeschberger, 1997; Ducrocq, 1997; Ducrocq, 2001; Collet, 2003):

$$h(t; x(t)) = h_0(t) \exp\{x(t)' \beta\} \quad [9]$$

El tiempo aquí es dividido en segmentos dentro de los cuales se supone un riesgo proporcional, que cambia de un segmento a otro. Los efectos fijos que dependen del tiempo pueden tener varios niveles, que se asocian con cada observación para la DVP, se supone que la proporción de riesgos proporcionales se mantiene dentro de cada intervalo en el cual las $x(t)$ permanecen constantes

pero la proporción de riesgo puede cambiar de un intervalo a otro (Kleinbaun, 1996; Klein y Moeschberger, 1997; Ducrocq, 1997, Ducrocq, 2001; Collet, 2003).

Por otra parte, en los modelos de riesgos proporcionales se puede incluir efectos aleatorios cuando los caracteres tienen distribución normal. En el análisis de supervivencia los modelos mixtos son conocidos como modelos frágiles. En estos modelos, se incluye la variable aleatoria ν , para un individuo, o ν_q para un grupo de individuos (ejemplo: todas las hijas de un semental), que afectan multiplicando el riesgo. Estas variables describen las características genéticas compartidas no observables que actúan sobre el riesgo de cada hija (Ducrocq y Casellas; 1996; Ducrocq, 1997). Aquí, la distribución Gamma es empleada para modelar la variabilidad del término ν (Ducrocq *et al.* 1988b), aunque no posee las propiedades convenientes de la distribución normal (Ducrocq y Casella, 1996). Ducrocq (1997), supone una distribución normal multivariada para el semental, considerando así las relaciones genéticas aditivas entre los animales. Existen diversas propuestas para estimar los parámetros de la distribución de ν , siendo muy conveniente la de Ducrocq y Casella (1996), que sugirieron una aproximación bayesiana para el análisis de supervivencia con modelos frágiles, la cual podemos encontrar implementada en el programa Survival Kit (Ducrocq y Sölkner, 1998).

1.6.6 VARIABLES

Varios factores en la vida de un animal puede llevar a cambios en el tiempo de desecho. Efectos como el sexo, raza, hato y la edad al primer parto son independientes del tiempo. Sin embargo, existen variables que se encuentran afectadas por el tiempo como lo son: el año, las estaciones, los cambios en el tamaño del hato, el número de lactaciones u otras que afectan el momento de eliminación de una vaca.

Dentro de los factores que están ligados al propio animal, el efecto del nivel de producción, esta asociado con la m-ésima clase de producción de leche. Estas clases son definidas en una forma específica para analizar el proceso de desecho dentro del hato por producción. A cada registro por vaca se le asigna una clase por su producción de leche y luego se comparan las vacas presentes en el mismo hato y mismo año de parto. Por lo tanto, se cree que el ganadero se fija en la producción de leche de una vaca el cual puede ser desechada en relación a su producción de leche comparada con sus contemporáneas, es decir, la vaca con la menor producción en cualquier hato, es una candidata para el desecho voluntario (Ducrocq, 1987).

Otro factor comúnmente considerado es la fase de la lactación y el número de lactación, en donde existe una relación en el desecho de los animales. Se incluye para explicar los cambios en la tasa de desecho de la vaca (su riesgo) dentro de la lactación. Por lo tanto, este efecto determina la probabilidad de que una vaca sea desechada dentro de las fases de la lactación (Ducrocq, 1987).

Ducrocq (1987), describió que, durante la fase temprana de la lactación, la producción de leche se encuentra en niveles altos, su estado reproductivo no afecta su rentabilidad por lo tanto no es probable que sea desechada en esta fase, el desecho a la mitad de la lactación se ve menos probable que para las vacas al final de la lactación. Ducrocq (1987), definió estas fases de la siguiente

manera: del día 0 al 29 después del parto, del día 30 al 249 y del día 250 al comienzo de la próxima lactación mencionado que: vacas con muchos partos tienen problemas de salud y es probable que sea desechada durante el primer periodo. Vacas con problemas reproductivos probablemente se desechen al fin de la lactación, durante el tercer periodo. Vacas con baja producción de leche pueden ser removidas en algún tiempo. Las fases de la lactación varían entre estudios (Ducrocq, 1994; Beaudeau *et al.* 1995; Gröhn *et al.* 1997; Dürr *et al.* 1999; Strandberg y Röxström, 2000; Büenger *et al.* 2001; Larroque y Ducrocq, 2001; Roxström y Strandberg, 2002; Roxström *et al.* 2003; Caraviello *et al.* 2004). Ducrocq (2005), utilizo un estimador Kaplan-Meier para una curva de supervivencia dentro de la lactación en la función de riesgo total, para generar así las fases dentro de la lactación con un modelo Weibull, el cual se cree, que los segmentos de la función basal de Weibull puede arreglarse mejor con cambios en la tasa de riesgo basal del tiempo debido a que esta se ajusta mejor.

Por otro lado, dentro de cada rancho los criterios de desecho pueden variar, en función de su estado económico. Estos factores externos del animal suelen modelarse a través el efecto del hato-año, al considerar que las vacas en el mismo hato son básicamente criadas, alimentadas y manejadas en una forma muy similar. Las prácticas de manejo y decisiones de desecho son controladas por el ganadero y por la influencia del medio ambiente, esto supone que afecta la DVP de todas las vacas en mismo hato de la misma forma (Ducrocq, 1987).

1.7 CÁLCULO DE LA HEREDABILIDAD EN EL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA.

El parámetro más común en genética cuantitativa es la heredabilidad, h^2 , de un carácter:

$$h^2 = Var(A) / Var(P) \quad [10]$$

Que es la fracción de la variación total debido a los efectos genéticos aditivos. La heredabilidad es una función de la varianza aditiva, aplica solo a la población y al ambiente en el cual ellos fueron medidos. El mismo carácter medido en diferentes condiciones puede tener diferentes heredabilidades. Se ha encontrado que valores estimados para h^2 son más bajos para caracteres que están asociados con la actitud (tal como la longevidad, fertilidad) que para caracteres morfológicos que están menos asociados con la actitud (Van Vleck *et al.* 1987; Falconer y Mackay, 1996; Lynch y Walsh, 1997).

La mayoría de los caracteres cuantitativos en genética animal se aproximan usando una distribución normal. Pero las distribuciones paramétricas usadas para el carácter DVP a menudo vienen de la distribución exponencial o distribución de Weibull. Ducrocq (1987), derivó la heredabilidad sobre una escala logarítmica (h^2_{\log}) para un modelo semental usando una distribución de Weibull y quedo de la siguiente manera:

$$h^2_{\log} = \frac{4 \text{ var}(S^*)}{\text{ var}(\log T)} = \frac{4 \text{ var}(s)}{\frac{\pi^2}{6} + \text{ var}(s)} \quad [11]$$

La expresión anterior también se definió como pseudo-heredabilidad por Smith (1984) y fue derivada por Korsgaard *et al.*, (1999), con un modelo de fragilidad de Cox. El valor de $\pi^2/6$ es la varianza del valor extremo de la distribución del término residual del $\log(t)$ en el modelo de riesgos proporcionales. Posteriormente, un estimador en la escala log-lineal fue obtenido siguiendo el procedimiento propuesto por Ducrocq y Cassella (1996). Entonces se vio, que la heredabilidad en la escala log-lineal pierde una interpretación biológica y se encontró que fue débil al relacionarla con la confiabilidad de las evaluaciones genéticas (Ducrocq *et al.* 1988b; Ducrocq y Cassella, 1996; Ducrocq, 1999).

Ducrocq (1999), desarrollo un procedimiento para estimar la heredabilidad en una escala original quedando la fórmula de la siguiente manera:

$$h_o^2 = \left[\exp\left\{ \frac{1}{\rho} \nu \right\} \right]^{-2} h_{\log}^2 \quad [12]$$

Donde:

ν es la esperanza de la distribución del valor extremo: $\nu = -$ constante de Euler $= -0.5772$.

Ducrocq (1999), mencionó que esta fórmula aporta buenos resultados para la confiabilidad en la evaluaciones genéticas solo cuando ρ esta cercana a dos. Sin embargo, se encuentran sesgos grandes cuando ρ es menor que o cercana a uno.

1.8 EVALUACIONES GENÉTICAS

En una de las primeras investigaciones realizadas empleando esta metodología, Famula (1981), supuso que la supervivencia de vacas lecheras era una variable aleatoria exponencial afectada por ciertas covariables y discutió las ventajas de utilizar observaciones censuradas. Smith y Quaas (1984), emplearon el análisis de supervivencia para predecir valores genéticos de sementales lecheros con base a las mediciones de la DVP de sus hijas. Ducrocq y Sölkner (1988b) y Ducrocq (1994), desarrollaron un programa de cálculo para ajustar modelos mediante el análisis de supervivencia, que puede usarse con un número elevado de observaciones.

Con base en lo anterior, se implementaron las evaluaciones genéticas de sementales basados en el análisis de supervivencia por primera vez en 1997 en Francia (Ducrocq, 1999), seguido en 1998 por Alemania (Pasma y Reinhardt, 1999) y en 1999 en Holanda (De Jong *et al.*, 1999). Proyectos de investigación

se realizaron bajo esta misma forma en países europeos Schneider y Miglior (1999), Canadá (Boettcher, 1999; Dürr *et al.* 1999), Suiza (Vukasinovic *et al.* 1997, 1999 y 2001) y España (Chirinos *et al.* 2007).

Actualmente varios países realizan evaluaciones de longevidad, pero la forma de evaluar y medir y los métodos utilizados varían de acuerdo al país. Por ejemplo, para el ganado lechero en los Estados Unidos de America, Reino Unido, Suecia y Canadá se analiza la longevidad usando un modelo lineal. Sin embargo, en Francia, Austria, Australia, Alemania, Suiza y Holanda utilizan Análisis de Supervivencia (cuadro 1).

Cuadro 1. Revisión de las evaluaciones genéticas para longevidad (¹Interbull, 2004).

Pais	Carácter	Definición del Carácter
Australia	Supervivencia	Probabilidad de supervivencia de un año a otro. La supervivencia es medida como un carácter binario donde una vaca es considerada como viva en el análisis si tiene la oportunidad de estar presente en el hato y si está presente un año después del parto.
Austria	Vida productiva	El tiempo entre el primer parto y el desecho (en días) ajustado por producción.
Canadá	Vida de hato	Supervivencia funcional (con o sin ajustar por producción) dentro de las lactancias 1, 2 y 3, considerando por separado el carácter, y combinada con información de caracteres de conformación.
Francia	Duración de vida productiva ajustada por producción de leche.	El tiempo entre el primer parto y el desecho (en días), ajustado por producción de leche. Modelo de supervivencia Modelo semental-abuelo materno con covariables tiempo dependientes. Valores de cría expresados en desviaciones estándar genéticas.
Alemania	Habilidad de permanencia	Riesgo relativo de desecho (ajustada por producción). Probabilidad de permanencia de las hijas a los 46 y 60 meses de edad.
Inglaterra	Periodo de vida	El numero de lactancias que una vaca sobrevive o se espera que sobreviva, corregida por producción de leche a la primera lactancia. Modelo animal bivariado, usando información directa sobre supervivencia e información indirecta de índices fenotipicos de cuatro caracteres de conformación.
Holanda	Permanencia	Vida de hato funcional (permanencia) basado en el riesgo relativo por desecho, corregida por producción.
Suecia	Supervivencia	Habilidad de la vaca para sobrevivir a diferentes periodos de tiempo: terminación de la primera lactancia, 150 días después del segundo parto, terminación de la segunda lactancia. La supervivencia se registra como muerta (0) o viva (1).
Suiza	Vida productiva funcional	Vida de hato funcional en días basado en el riesgo relativo por desecho, ajustado por producción de leche. Modelo de supervivencia de Weibull semental-abuelo materno con covariables tiempo dependientes. Valores de cría para sementales en días, basado en la supervivencia esperada de las hijas.
E.E.U.U.	Vida productiva	Meses totales de producción de leche, limitada a 10 meses/ lactancia y 7 años de edad.

¹Overview of longevity evaluation in Interbull countries.1999. Proceedings of an International Workshop on EU Concerted Action for Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT): Longevity. Jouy-en-Josas, Francia. Interbull Bulletin, vol. 21, pp. 181–189. <http://www-interbull.slu.se>.

En la cuadro 2 se presentan los parámetros estimados del análisis de supervivencia obtenidos en diferentes investigaciones para DVPF de ganado Holstein.

Cuadro 2. Parámetros estimados obtenidos de diferentes investigaciones para análisis de supervivencia en ganado Holstein. P =Rho; σ^2_s =Varianza del semental; γ_{hy} =Gamma; h^2_{log} =heredabilidad en escala logarítmica; h^2_{ori} =heredabilidad en escala original.

País	ρ	σ^2_s	γ_{hy}	h^2_{log}	h^2_{ori}	Censura %
Ducrocq, 1999	2	0.053	4	10.7	21.7	28
Jong, 1999	1.49	0.02	4.19	0.041	0.11	
Durr <i>et al.</i> 1999	1.76	0.033	11.47	0.08	0.19	42.9
Vollema <i>et al.</i> 2000	1.49 - 1.84	0.020 - 0.023	4.19 - 1.57	0.041 - 0.036	0.11 - 0.098	
Vucasinovic <i>et al.</i> 2001	1.53	0.036	3.75	0.072	0.184	20.8
Chirinos <i>et al.</i> 2007	1.69 - 2.28	0.12 - 0.16	2.20 - 2.41	0.02 - 0.03	0.048 - 0.074	41.9 - 63.6
Ducrocq, 2005	2	0.034	4.4		10.8	31.1
Van der Linde <i>et al.</i> 2006	1.10 - 3.17	0.0133	3.77		0.04	

1.9 JUSTIFICACIÓN

Aun cuando se ha calculado que en México el promedio de DVP del ganado Holstein productor de leche es de poco más de dos lactancias y se encuentra por debajo de su potencial biológico, existen pocos estudios relacionados con el tema. Se sabe que la DVP tiene un componente genético y que es posible mejorarla a través de programas de evaluación genética y selección.

1.10 OBJETIVOS

Los objetivos del presente estudio son estimar parámetros genéticos para DVP y predecir valores genéticos de ganado Holstein en México, utilizando un modelo de supervivencia.

1.11 HIPÓTESIS

La DVP es heredable en la población Holstein de México en magnitud suficiente para integrarla a los programas de mejoramiento genético y los modelos de supervivencia son aplicables para este tipo de problemas.

2.0 MATERIALES Y MÉTODOS

DATOS

La información utilizada en este estudio fue proporcionada por la Asociación Holstein de México a partir del control lechero oficial y del registro genealógico, de una base de datos de 602,940 registros de vacas con información de: identificación de: animal, padre, madre, el hato, la fecha de nacimiento, fecha de parto, número de lactación, días en lactación, producción de leche total por lactación y producción de leche ajustada a 305 días equivalente maduro. El archivo de pedigrí contiene identificación del animal, padre, madre y fecha de nacimiento y a partir de este se obtuvo el archivo con la identificación del animal, padre y abuelo materno.

Se eliminaron: los animales sin registro; vacas que tuvieron su primer parto antes del año 1995; lactaciones con producciones de leche estandarizada fuera del intervalo de 2500 y 17000 Kg. de leche por lactación por considerarlas lactancias anormales, que representan el percentil 99 y el percentil 1; la información de todas aquellas vacas sin datos de primera lactación ya que necesitamos la información completa de la vaca de la primera lactación para calcular la duración de vida productiva; lactaciones no consecutivas debido a que no se podía calcular la DVP del animal y a los sementales con menos de 5 hijas, fue para asegurar la convergencia del proceso de estimación. En total el archivo quedó con 84,952 lactaciones.

Con la información se crearon las siguientes variables:

La duración de vida productiva (DVP) se calculó como el número de días entre la fecha de primer parto a la fecha de desecho o censura.

El indicador hato-año de primer parto se identificó para cada lactación. Se incluyó como efecto aleatorio para prevenir problemas de no estimabilidad en los

casos de grupos de comparación que tengan poca cantidad de vacas desechadas (Ducrocq, 1994).

El nivel de producción se estimó como: dentro de cada hato y año de parto, se ordenó con base a la producción en forma ascendente, se obtuvo la media y la desviación estándar y con base a la distribución normal se calcularon los deciles que representaron el nivel de producción para cada lactación, con 10 clases siendo el nivel de producción 1 el mas bajo y el nivel 10 el mas alto.

Se consideraron 1, 2, 3 y ≥ 4 lactaciones, y dentro de cada grupo se asignaron las fases de la lactación (grupos contemporáneos de riesgo) de 1 a 29 d, de 30 a 249 d y de 250 a 365 días desde el parto suponiendo que el riesgo no cambia dentro de cada segmento.

Se definió como censurados los registros que corresponden a animales que fueron vendidos vivos para producción a otros ranchos, o cuando el hato dejó de estar en control de producción y vacas con lactaciones no consecutivas.

El archivo final constó de información de 112 hatos con 36,507 registros para duración de vida productiva, con las siguientes variables: Identificación del animal, hato-año de primer parto, número de lactación, días en leche, nivel de producción promedio para cada animal, censura, identificación del padre e identificación del abuelo materno.

Los archivos de datos y los de pedigrí se crearon utilizando programas escritos en lenguaje FORTRAN 5.0 y SAS 9.1.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Las estimaciones de los parámetros y las predicciones de los valores genéticos se calcularon usando el programa Survival Kit V3.12 (Ducrocq y

Sölkner, 1998), empleando un modelo semental-abuelo materno, en el que se asumió una distribución de Weibull para una función de riesgo basal. La DVPF se analizó con el siguiente modelo de riesgos proporcionales:

$$h(t) = \lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1} \exp\{HA_j(t) + FL_{kl}(t) + NP_m(t) + s_q + 0.5s_{am}\}$$

Donde:

$h(t)$, representa el riesgo de eliminación de una vaca en el tiempo t .

$\lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1}$ es la función de riesgo basal, donde ρ define la forma de la función de riesgo basal y λ corresponde al parámetro de escala.

$HA_j(t)$, es el efecto aleatorio del j -ésimo hato-año de primer parto.

$FL_{kl}(t)$, es el efecto tiempo-dependiente de la k -ésima fase de la lactación dentro de la l -ésima lactación con 12 clases (lactaciones 1, 2, 3, ≥ 4 por 3 fases), con cambios al $tiempo = 1-29, 30-249$ y $250-365$ días después del primer parto.

$NP_m(t)$ es el efecto del m -ésimo nivel de producción dentro del hato-año de primer parto con 10 clases.

Semental (s_q) y abuelo materno (s_{am}), son los efectos aleatorios del semental y el abuelo materno.

La heredabilidad en una escala logarítmica fue estimada de acuerdo a Ducrocq y Casella (1996):

$$h_{\log}^2 = \frac{4 \text{ var}(s)}{\frac{\pi^2}{6} + \Psi^{(1)}(\gamma_h) + \text{ var}(s)}$$

El parámetro log-gamma se calculó en conjunto con los otros efectos después de que se sacó integrando el efecto aleatorio hato-año de primer parto.

Donde $\Psi^{(1)}(\gamma_h)$ es la función trigamma evaluada del efecto γ_h , y $\frac{\pi^2}{6}$ es la varianza del valor extremo de la distribución.

La heredabilidad sobre una escala original propuesta por Ducrocq (1999) se calculó de la siguiente manera:

$$h_o^2 = \left[\exp \left\{ \frac{1}{\rho} \nu \right\} \right]^{-2} h_{\log}^2$$

Donde:

ν es la esperanza de la distribución del valor extremo: $\nu = -$ constante de Euler $= -0.5772$.

ρ , Rho es la forma de la función de riesgo basal.

h_{\log}^2 es la heredabilidad sobre una escala logarítmica.

El procedimiento para obtener las confiabilidades de los valores genéticos predichos se tomo de las hijas con registros no censurados de los sementales y la información del archivo del pedigrí no se tomo en cuenta. Estos se calcularon con la siguiente formula para la evaluación genética del semental con n progenie (Ducrocq, 1999):

$$R_{prog.}^2 = \frac{n}{n + \frac{4 - h^2}{h^2}}$$

Donde:

R_{prog}^2 = es la confiabilidad de los valores genéticos del semental con n progenie.

n = número de hijas no censuradas.

h^2 = heredabilidad sobre una escala original.

Los efectos del semental se estandarizaron dentro de unidades de desviación estándar, cambiando el signo negativo (Ducrocq, 1999).

$$\hat{g}_u = -\hat{s} / \sigma_s$$

Donde:

\hat{g}_u son las unidades de desviación estándar de los efectos genéticos del semental.

$-\hat{s}$ es el valor genético del semental. Valores negativos de \hat{s} reducen el desecho.

σ_s es la raíz cuadrada de la varianza del semental.

El nivel de significancia estadística del modelo, se determinó por medio de la prueba de proporción de verosimilitudes para muestras grandes, comparando el modelo completo con el modelo que excluye un efecto a la vez. La estimación se efectuó por el método de máxima verosimilitud (Ducrocq, 1994).

3.0 RESULTADOS

Para este estudio, las estadísticas generales obtenidas de 36,507 registros para producción de leche total, número de lactaciones y días en leche por vida productiva, así como los promedios para DVPF, tiempo de vida al desecho o censura y porcentaje de censura se muestran en el Cuadro 3.

Cuadro 3. Estadísticas descriptivas de producción y DVPF de los animales en estudio.

Variable	Media ± DE
Producción de leche total de por vida	21,078±13,541
Número de lactación	2.23 ± 1.09
Días en leche de por vida	645±369
Registros censurados (%)	25.54
Tiempo promedio al desecho o muerte en días	615
Tiempo promedio a la censura en días	731

DE: Desviación estándar

En el Cuadro 4, se muestra el nivel de producción con 10 clases, los promedios por lactación, días en producción y la producción total por vida productiva. Se observó, como era esperado, que conforme el nivel de producción aumenta la producción de leche va en aumento al igual que los días en leche, habiendo una ligera disminución para los niveles 9 y 10.

Cuadro 4. Estadísticas descriptivas para número de lactaciones, días en producción y producción de leche total por vida productiva para cada nivel de producción estandarizado.

Nivel de Producción Estandarizado	Número de lactaciones Promedio por vida productiva	Días en producción promedio	Producción de leche total por vida productiva
1	2.11	461.43	13,713
2	2.23	563.8	16,751
3	2.22	611.77	18,221
4	2.18	633.88	19,104
5	2.23	671.59	20,716
6	2.35	729.89	23,336
7	2.35	743.92	24,480
8	2.34	753.75	25,756
9	2.29	747.98	26,697
10	2.12	710.09	28,756

Los efectos incluidos en el modelo fueron significativos ($P < 0.001$) (Cuadro 5). En el modelo completo el efecto que tuvo una contribución mas alta en la verosimilitud fue el nivel producción estandarizado, observándose un cambio ligeramente bajo en la verosimilitud para las fases dentro de la lactación. Al compararlo con el modelo que excluye un efecto a la vez se puede notar que los dos efectos son importantes y por lo tanto, estos efectos determinan el riesgo de desecho de un animal bajo condiciones de manejo asociadas a cada hato dentro de un periodo de tiempo determinado.

Cuadro 5. Pruebas estadísticas para la prueba de proporción de verosimilitudes para cada uno de los efectos fijos.

Efecto	Modelo completo			Modelo que excluye un efecto a la vez	
	G.L. total	-2 Log lik ¹	Prob>chi2 ²	-2 Log lik	Prob>chi2
Nivel de producción	12	384935	0.0001	387672	0.0001
Fases dentro de la lactación	23	378137	0.0001	385135	0.0001

¹Logaritmo de la proporción de verosimilitud de la moda marginal posterior.

²prob.=probabilidad de obtener cada -2 cambios en log-verosimilitud (Chi-cuadrada) debido a que una cambia sola.

Para facilitar la interpretación de los efectos, los resultados se expresan en riesgo relativo, bajo la influencia de efectos ambientales y genéticos, donde el riesgo promedio es 1. El resultado de la función de riesgo del nivel de producción estandarizada y fases dentro de la lactación se presenta en las Figuras 2 y 3.

El efecto del nivel de producción estandarizado se muestra en la Figura 2. Las vacas dentro de los niveles de producción 1, 2 y 3 tienen entre 48, 5 y 2 veces mayor probabilidad de ser desechadas respectivamente que una vaca promedio (clase 6), después de este nivel el riesgo tiende a disminuir, habiendo un incremento del riesgo en el nivel 10 que corresponde a los animales altos productores. Esto se puede interpretar como que vacas altas productoras tienen igual probabilidad de ser desechadas que las vacas del nivel 3 y que el posible desecho voluntario es mas intenso para las vacas que se encuentran en los

niveles 1, 2 y 3 que corresponden a los animales con menor producción. Estos resultados posiblemente ilustran la importancia del desecho voluntario por producción de leche.

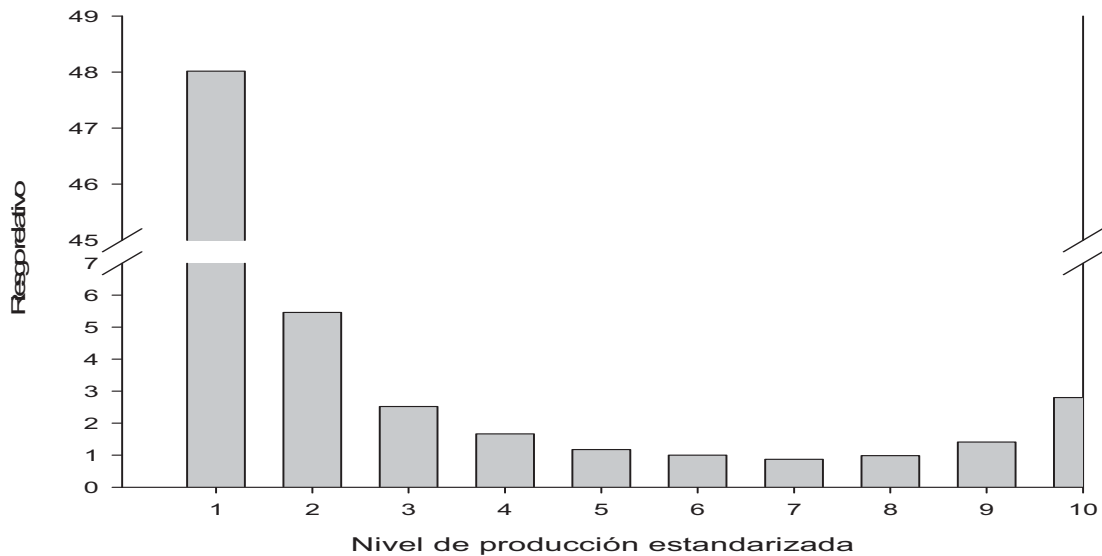


Figura 2. Niveles de producción estandarizados, con 10 clases: la clase 1, representa el nivel de producción más bajo y la clase 10 el nivel más alto.

Las fases de la lactación se muestran en la Figura 3, dentro de la primera lactación se puede ver que el riesgo de desecho es mayor durante los primeros 29 días, indicando un desecho intensivo durante la primera fase. Para las lactaciones 2, 3 y 4, el riesgo de desecho incrementa linealmente desde el comienzo al fin de la lactación alcanzando su máximo a los 365 días después del parto, este resultado nos ilustra que al final de cada lactación (tercera fase) un animal tiene mas riesgo de ser desechado que una vaca que inicia o se encuentra a la mitad de su lactación.

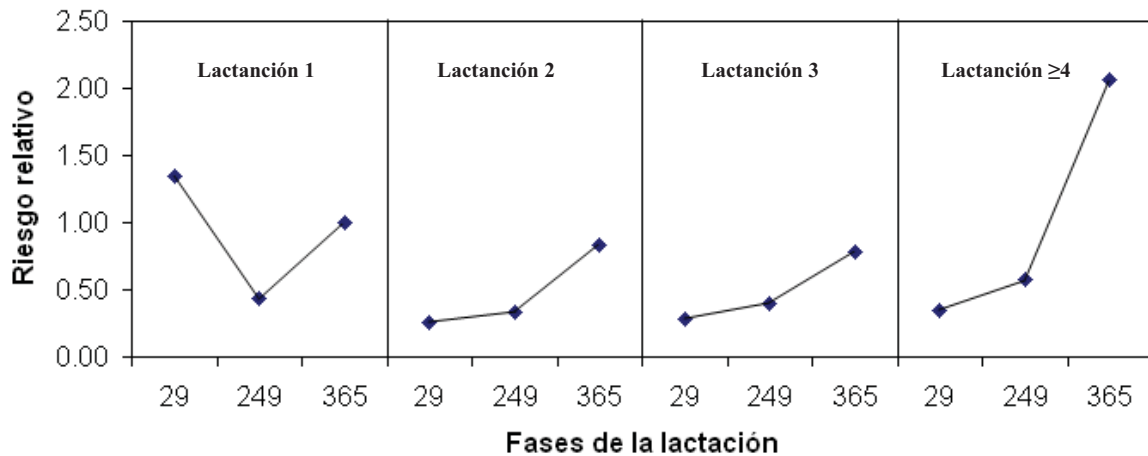


Figura 3. Fases de la lactación (lactaciones 1, 2, 3 y ≥ 4 por tres fases de 0-29, 30-249 y 250-365 días). Cada línea representa una lactación y dentro de la lactación las fases.

Para este estudio se definió solo un riesgo basal (sin estratificación). Los parámetros Rho (ρ) de la distribución de Weibull, las varianzas del semental y el parámetro gamma para el efecto hato-año de primer parto y las heredabilidades en escala logarítmica y original se presentan el cuadro 6.

Cuadro 6. Parámetros estimados de la distribución de Weibull y genéticos del análisis de supervivencia para ganado Holstein de México.

Parámetros	Valores
ρ	2.29
γ hato-año	4.46
σ^2 hato-año	0.25
σ^2 del semental	0.0395
h^2 sobre una escala logarítmica	0.08
h^2 sobre una escala original	0.09

h^2 =heredabilidad; ρ =Rho; γ = Gamma; σ^2 = Varianza

En el presente estudio El riesgo relativo de desecho para DVPF de los sementales estudiados presentó un rango de 0.51 a 5.01. Los valores genéticos predichos variaron de -0.68 a 1.62 con una media de -0.00002. Valores

genéticos negativos indican bajo riesgo de desecho para las hijas de un semental y por lo tanto, el incremento de su DVPF (cuadro 7).

Cuadro 7. Estadísticas descriptivas de los valores genéticos del semental y sus valores expresados en riesgo relativo.

Variable	Media	DE	Mínimo	Máximo
Estimador	-0.00002	0.1731	-0.6794	1.6201
Riesgo relativo	1.0178	0.2425	0.5069	5.0538

DE=desviación estándar

Los valores genéticos del semental se ilustran en la Figura 4, se puede ver que los valores negativos representan un porcentaje mayor que los valores positivos, y por lo tanto se favorece la DVPF de los animales y la forma que toman los valores tiende a parecerse a una distribución normal.

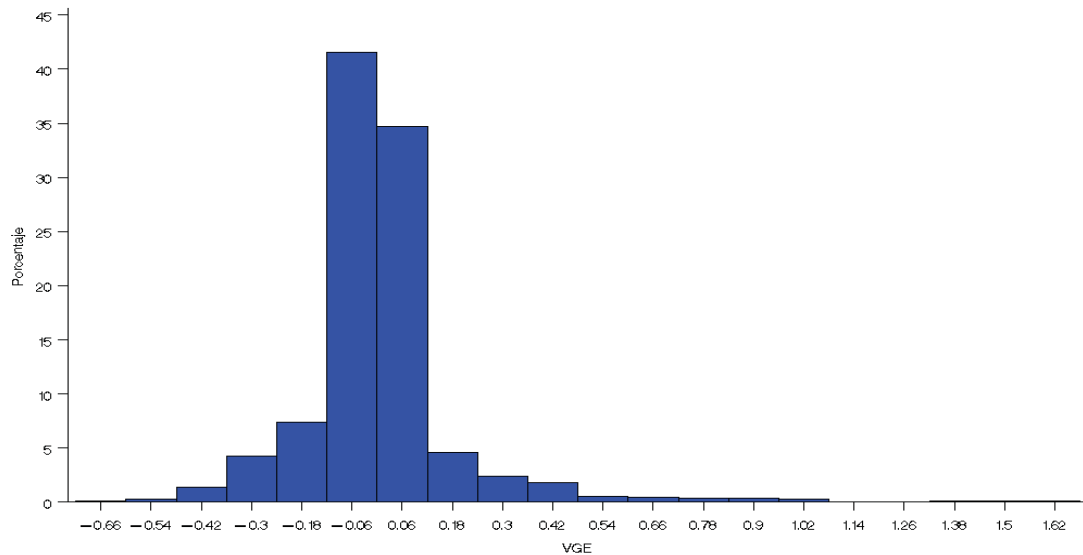


Figura 4. Distribución de los valores genéticos del semental. Valores de la izquierda son favorables y reducen el riesgo de desecho de las hijas de los sementales, valores de la derecha aumentan el riesgo de desecho de las hijas de los sementales.

Al clasificar a los sementales evaluados en este estudio por país de origen. Se obtuvieron 6 grupos de sementales con hijas en México. En el cuadro 8 se muestra el número de sementales incluidos más las estadísticas generales

obtenidas. Se puede notar que los sementales de origen americano representaron el 59% total de todos los sementales, los canadienses con un 27%, mexicanos con un 11% y los demás países con el 1%.

Cuadro 8. Estadísticas descriptivas de los valores genéticos predichos de acuerdo al origen del semental.

País¹	Número de Sementales	²Medias	DE³	Min⁴	Máx⁵
CAN	763	-0.0102	0.1494	-0.6794	1.0289
ESP	28	0.1891	0.2817	-0.2930	1.0392
ITA	23	0.0900	0.1407	-0.0517	0.5000
MEX	305	0.0006	0.1547	-0.5124	0.6731
NLD	22	0.1578	0.1926	-0.0735	0.5629
USA	1645	-0.0025	0.1815	-0.5468	1.6201

¹CAN=Canadá; ESP=España; ITA=Italia; MEX=México; NLD=Holanda; USA= Estados Unidos; ²VGP=Valores genéticos predichos; ³DE=Desviación estándar; ⁴Min=Mínimo; ⁵Max=Máximo.

Considerando que para las evaluaciones genéticas de DVPF se requiere de sementales con al menos 50% de confiabilidad (Ducrocq, 1999) En el cuadro 9 se muestran los sementales por país de origen con al menos 50% de confiabilidad para DVPF evaluados en este estudio mas las estadísticas descriptivas obtenidas. En donde los sementales americanos representan el 71% y Canadá el 29%.

Cuadro 9. Estadísticas descriptivas de los valores genéticos predichos de acuerdo al origen del semental con al menos 50% de confiabilidad.

País¹	Número de Sementales	Medias²	DE³	Min⁴	Max⁵
CAN	40	-0.0119	0.4609	-0.6314	1.0289
USA	100	0.1219	0.4560	-0.4546	1.6201

¹CAN=Canadá; USA= Estados Unidos; ²VGP=Valores genéticos predichos; ³DE=Desviación estándar; ⁴Min=Mínimo; ⁵Max=Máximo.

En a Figura 5 se muestra un ejemplo del efecto de las diferencias genéticas sobre la DVPF con base a las curvas de supervivencia esperada de una hija promedio de tres sementales A, B y C evaluados en este estudio con valores genéticos expresados en riesgo relativo de 0.53, 1.00 y 1.31, respectivamente. Este ejemplo nos da una representación de cómo las hijas de un semental se espera que alcancen cierta vida productiva. Las hijas del semental C tienen un riesgo relativo de desecho en promedio de 31% superior a las hijas de un semental promedio (B=1). Claramente se puede observar en las curvas para DVPF es diferente para los tres sementales. En este ejemplo, el 88% de las hijas del semental A se espera que estén vivas a los 400 días desde el primer parto (aproximadamente al comienzo de la segunda lactación); en contraste, la esperanza para las hijas de los sementales B y C al tiempo antes citado es de 74% y 62% respectivamente.

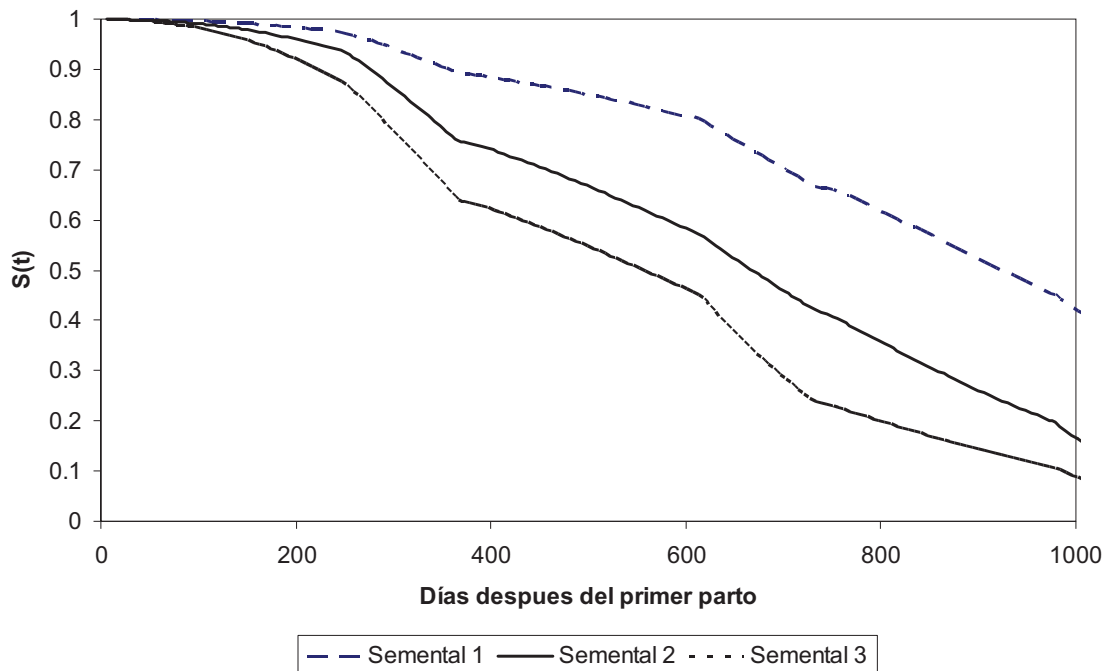


Figura 5. Curvas de supervivencia esperadas de tres sementales con valores genéticos expresados en riesgo relativo de 0.5319 (---); 1.00 (—) y 1.3133 (····).

Las diferencias genéticas entre sementales también se pueden expresar en tiempo para que las hijas de cada semental alcancen un valor dado en la curva de supervivencia (Cuadro 10). En este caso para los mismos sementales anteriormente mencionados, el tiempo medio de supervivencia para el semental C ocurre a los 557 días después del primer parto, cuando en las hijas del semental A ocurre a los 924 días, esto quiere decir aproximadamente poco más de una lactancia después.

Cuadro 10. DVPF esperada en días para las hijas de los sementales A, B y C, considerando que la DVPF es de 50%.

Semental	S(t)=0.50	Riesgo Relativo
A	924	0.53
B	668	1
C	557	1.31

De 2800 sementales, 150 tuvieron confiabilidades con al menos 50% (mínimo para publicación en otros países; Ducrocq, 1999) (Cuadro 11). Se puede observar que de éstos, la mayoría nació antes de 1991 y que las confiabilidades promedio se incrementan conforme se incrementa la edad del semental. Lo anterior debido a que los sementales más jóvenes tienen hijas que aun se encuentran en producción y por lo tanto aportan información de manera censurada.

Cuadro 11. Número de sementales por año de nacimiento con al menos 50% de confiabilidad.

Año de nacimiento	Sementales	Confiabilidad
Antes de 1991	70	0.94
Entre 1992 y 1995	53	0.90
Entre 1996 y 2000	27	0.80

Con base en la información obtenida en este estudio, se calcularon las correlaciones simples y de rango para 95 sementales americanos y 36 sementales canadienses con al menos 50% de confiabilidad evaluados en México, las correlaciones tuvieron un $P < 0.05$ (Cuadro 12). Los valores genéticos de los sementales se expresaron en unidades de desviación estándar genética (Ducrocq, 1999) medidos en días para la evaluación en México, en unidades de desviación estándar medida en meses para los americanos y unidades de desviación estándar medida para las primeras tres lactaciones que se espera que viva una vaca para Canadá. Estos valores nos indican que la evaluación en México esta poco relacionada con las evaluaciones genéticas de Estados Unidos de America y Canadá al considerar que las correlaciones para estos dos países es de 0.93 (Van der Linde *et al.* 2003).

Cuadro 12. Correlaciones simples (y del rango) para los sementales americanos y canadienses evaluados en México con al menos 50% de confiabilidad. HTP=Habilidad de transmisión predicha. ¹Expresados en unidades de desviación estándar genética.

Correlaciones	HTP	
	Americano	Canadiense
¹ VGP México	0.25(0.28)	-0.07(0.03)

Las tendencias genéticas para DVPF de sementales Holstein de acuerdo a su país de origen con hijas en México se muestran en la Figura 6. Los sementales se agruparon dentro del año de nacimiento y se calculó la media de los valores genéticos expresados como riesgo relativo de desecho.

Para los sementales americanos, se observa un incremento del riesgo de 1995 a 1998, después de estos años el riesgo disminuye para el año 2000 manteniendo una ligera constancia al año 2001. Para los sementales canadienses se puede notar un incremento del riesgo para el año 1997, para después disminuir, para el año 2001 el riesgo de desecho tiende a aumentar de manera importante. Las tendencias genéticas para los sementales mexicanos

mostraron que el riesgo de desecho tiende a ir en aumento del año 1995 hasta el año 2002.

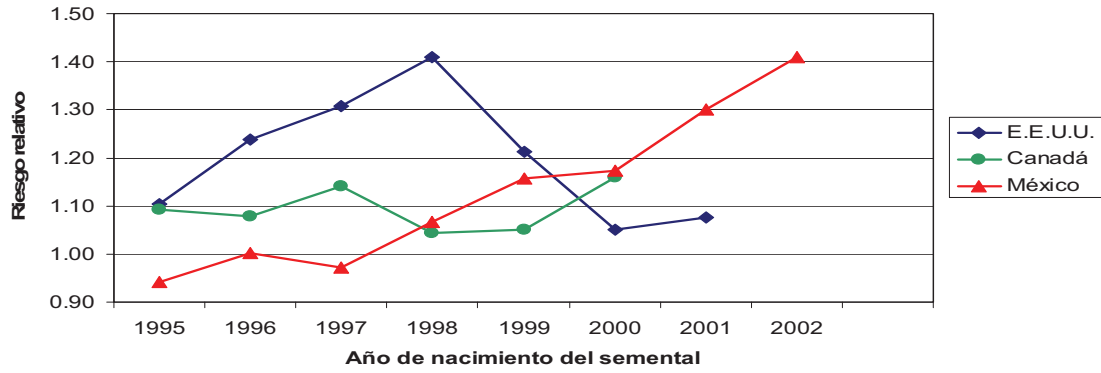


Figura 6. Tendencias de los valores genéticos expresados en riesgo relativo de desecho de sementales Holstein americanos, canadienses y mexicanos nacidos entre los años 1995 al 2002.

4.0 DISCUSIÓN

Para este estudio el promedio de DVPF fue de 2.23 lactaciones y el promedio de producción de leche total por vida productiva fue de 21,078 kg., esto es, 9,452 kg. por lactación. Comparando estos resultados con un estudio realizado en una porción de los datos aquí utilizados, Ruiz *et al.*, (1994) encontraron una vida productiva promedio de 1.93 lactaciones con una producción promedio de leche por lactación de 6,743 kg. Diez años más tarde, la producción de leche analizada de las vacas en el Control de Producción de la Asociación Holstein de México A.C. fueron de 8,268 Kg. por lactación, es decir, durante los últimos 14 años la producción se ha incrementado 1.4 % anual. En otro estudio realizado por Vitela *et al.* (2004), mostraron que la vida útil por vaca en establos de Aguascalientes fue de 3.16 lactancias.

Esto quiere decir, que la DVP ha aumentado probablemente debido a que los ganaderos cuidan mejor a sus animales, tienen mejores herramientas a su disposición y los animales tienen mejor conformación, entre otras razones. Esto va de la mano de un incremento en la producción de leche y, de acuerdo a los resultados de este estudio, una disminución del riesgo de desecho.

Porcentajes de Censura

En este estudio, el tiempo mínimo y máximo a la censura o al desecho o muerte desde el primer parto fue de 6 días y 1,460 días, respectivamente. El tiempo promedio desde el primer parto al desecho o muerte en días fue de 615 días y el tiempo promedio a la censura fue de 731, estos resultados concuerdan con lo encontrado por Vukasinovic *et al.* 1997, en donde el tiempo promedio a la censura resulto mayor que el tiempo promedio al desecho y también difiere con otras investigaciones donde han encontrado que el tiempo promedio a la censura es menor al tiempo promedio de desecho o muerte (Dürr *et al.* 1999).

Los porcentajes de censura publicados por otras investigaciones reportan valores desde 20.8 hasta 73.4% (Ducrocq *et al.* 1988b; Ducrocq y Sölkner, 1998a; Boettcher *et al.* 1999a; Dürr *et al.* 1999; Schneider *et al.* 1999; Strandberg y Roxström, 2000; Vollema *et al.* 2000; Vukasinovic *et al.* 2001; Büenger *et al.* 2001; Ducrocq, 2005; Sewalen *et al.* 2005). Con base en un subconjunto de los datos utilizados en este estudio, Ruiz *et al.*, (1994), obtuvieron un porcentaje de censura de 32% para la población Holstein de México. La diferencia con lo encontrado en este estudio (25.5%) se puede deber a que la información actual es más completa a la utilizada anteriormente, ya que, los ganaderos han estado informando con mayor frecuencia la eliminación de los animales. Por otro lado, comparando el periodo analizado en este estudio con otras investigaciones, en México el periodo es mas largo, lo que nos lleva a tener más animales que han experimentado la muerte y por lo tanto, alcanzar mayor precisión en las estimaciones de DVPF (Dürr *et al.* 1999; Ducrocq, 2005).

Efectos incluidos en el modelo de supervivencia

Los efectos incluidos en el modelo mostraron que los dos factores analizados, el nivel de producción estandarizado y la fase de la lactación, son importantes en la determinación del riesgo de desecho de un animal, semejante a lo encontrado por otras investigaciones (Ducrocq, 1994; Vukasinovic *et al.* 1997; Dürr *et al.* 1999 y Chirinos, 2003).

En este estudio, se incluyeron 10 clases para los niveles de producción estandarizada para facilitar la comparación de los resultados con los trabajos de Ducrocq y para asegurar cierta homogeneidad dentro de clase (Ducrocq *et al.* 1988a; Ducrocq, 1999).

Los mayores riesgos relativos asociados con los niveles de menor producción estandarizada (niveles de producción 1, 2 y 3) probablemente indiquen que si existe el desecho voluntario por baja producción de leche en la población Holstein de México. Lo anterior coincide con otros estudios donde los

animales menos productivos presentaron incrementos en el riesgo de (Ruiz *et al.* 1994; Ducrocq, 1999; Dürr *et al.* 1999; Pasman y Reinhardt, 1999; Schneider y Miglior, 1999; Vollema *et al.* 2000; Vukasinovic *et al.* 2000; Canavesi *et al.* 2001; Roxtröm y Strandberg, 2002; Vitela *et al.* 2004; Chirinos *et al.* 2007). Por otro lado, las vacas que se encuentran en el nivel máximo de producción (nivel 10) incrementaron su riesgo relativo de desecho hasta tres veces comparadas con una vaca promedio, este resultado es semejante a lo encontrado por Vollema *et al.* 2000, en donde las vacas altas productoras presentaron un ligero incremento en el riesgo de desecho, sugiriendo este resultado que vacas altas productoras están bajo un manejo fisiológico más intenso que las vacas menos productoras (niveles 1, 2 y 3). Un signo relacionado con lo anterior es la asociación de mayor incidencia de enfermedades con niveles más elevados de producción (Bertrand *et al.* 1985; Hansen *et al.* 1979; Jones *et al.* 1994; Shanks *et al.* 1978).

Para cada una de las lactaciones analizadas, el riesgo de desecho en los primeros días de la primera lactación fue mayor en este estudio. Este comportamiento es parecido a lo publicado por otros investigadores (Vukasinovic, 1999; Beaudeau *et al.* 1995; Roxström *et al.* 2003), y se asocia a que durante los primeros días de la lactación la vaca esta propensa a padecer trastornos del periparto. Durante la segunda, tercera y cuarta lactación el riesgo va en aumento desde el inicio de la lactación y remarcándose en la tercera fase, lo que no es sino un reflejo de las eliminaciones de las vacas no gestantes que ocurren al final de la lactación y se puede deber a problemas reproductivos o de salud de la vaca (Grönh *et al.* 1998). Es decir, el ganadero no eliminará a una vaca que esté produciendo niveles aceptables de leche sino hasta que termine la lactación.

Estimación de parámetros

A través de los años se han mostrado diferentes estimaciones de los parámetros de la distribución de Weibull utilizada en el análisis de DVPF. Ducrocq *et al.*, (1987), estimaron el parámetro ρ de 1.35 para DVPF en ganado

Holstein de EE.UU. Ducrocq (1999), usó un valor de ρ igual a 2 para la evaluación genética de Francia, Boettcher *et al.* (1999), estimaron varias ρ (2.36 y 2.65) para la evaluación genética de Canadá; para la evaluación genética de ganado Holstein en Suiza Vukasinovic *et al.*, (2001), estimaron el parámetro ρ igual a 1.53, Chirinos *et al.*, (2007), encontraron valores ρ entre 1.27 a 2.28 para España, Terawaky *et al.*, (2006) reportaron valores de ρ para diferentes modelos de 1 a 5; Ruiz *et al.*, (1994) estimaron el parámetro ρ de 1.45 de un subconjunto de datos de la población Holstein de México. Por lo tanto, el parámetro ρ estimado en este trabajo de 2.29 se encuentra dentro de lo obtenido por otras investigaciones anteriormente nombradas.

Un valor alto de Gamma corresponde a una mayor varianza y significa que hay heterogeneidad en las prácticas de desecho de los ganaderos (Ducrocq, 1994). En este estudio el valor de Gamma fue de 4.46, resultado que concuerda con otras investigaciones (Ducrocq, 1999; Boettcher *et al.* 1999; Dürr *et al.* 1999; Vukasinovic *et al.* 2001). La heterogeneidad en las prácticas de desecho podría estar relacionada con diferentes tipos de tecnificación en diferentes partes de México.

La varianza del semental y la heredabilidad calculada con base en las dos aproximaciones propuestas en la revisión de literatura, resultó semejante a las estimadas en otras investigaciones. La varianza del semental para este estudio fue de 0.0395 valor que se encuentra entre lo publicados en la literatura (0.012 a 0.053) (Ducrocq, 1999; Jong, 1999; Dürr *et al.* 1999; Vollema *et al.* 2000; Vukasinovic *et al.* 2001; Ducrocq, 2005; Van Der Linde *et al.* 2006; Chirinos *et al.* 2007).

Ducrocq *et al.*, (1998), estimaron heredabilidades de 11% y 22% sobre una escala logarítmica y original, respectivamente; al tiempo que Dürr *et al.*, (1999), de 9% y 19%, Vukasinovic *et al.*, (2001), de 7% y 18%, Vollema *et al.*, (2000), del 4% y 11%, Chirinos *et al.*, (2007), de 2% a 3% y de 4% a 7%,

respectivamente para sus evaluaciones genéticas. Los resultados de este estudio donde la heredabilidad en escala logarítmica resultó de 8% y de 9% sobre una escala original, concuerdan con los valores antes mencionados. Por otro lado, Valencia *et al.*, (2004), calcularon una heredabilidad para longevidad utilizando un modelo lineal (BLUP-REML) en la población Holstein de México de 4%. Este cambio en la heredabilidad se debe a que el modelo de supervivencia mejoró la habilidad para explicar los efectos ambientales y en consecuencia aislar la varianza aditiva que está asociada con el carácter de interés, resultando un mejor modelo para estimar parámetros genéticos para DVP.

En este estudio, de acuerdo al origen del semental la DVPF se ve favorecida para los sementales de origen americano y canadiense, esto se puede atribuir al aporte genético que ofrecen estos sementales para producción lechera a la hora que los ganaderos seleccionan a sus posibles sementales y de esta manera la DVPF se refleja en mas días y como era de esperarse debido al efecto aleatorio del semental los valores genéticos tuvieron forma de distribución normal.

Al igual que otras investigaciones para DVPF, en este estudio los valores genéticos del semental se expresan en riesgo relativo (Ducrocq, 1999; Dürr *et al.* 1999; Vukasinovic *et al.* 2001). A diferencia de Alemania donde expresan los valores genéticos en porcentaje de las hijas de un semental que aun viven a cierta lactación (Pasma *et al.* 1999). Estos valores también pueden convertirse en días por ejemplo: Para Francia una desviación estándar significa que las hijas de esos sementales viven en promedio 160 días más que las hijas de un semental promedio (Ducrocq, 1999). Para las evaluaciones de Suiza una desviación estándar corresponde a 170 días más aproximadamente para DVPF de las hijas de un semental (Vukasinovic *et al.* 2001). En este estudio los valores genéticos se convirtieron en unidades de desviación estándar genéticas (Ducrocq, 1999) lo que significa que valores por arriba de la media reducen el desecho de las vacas.

Publicación de evaluaciones genéticas

Actualmente en los países donde se utiliza el análisis de supervivencia (Ducrocq, 1999; Dürr *et al.* 1999; Vukasinovic *et al.* 2001) se publican los valores genéticos de sementales con al menos 50% de confiabilidad para DVPF. De acuerdo a lo esperado en este estudio al utilizar el análisis de supervivencia en la predicción de valores genéticos, se logra predecir el valor genético de sementales no tan viejos con cierta precisión (Ducrocq, 1999; Vukasinovic *et al.* 2001; Ducrocq, 2005). En este estudio sólo el 5.3% de los sementales (150) resultaron con 50% o más de confiabilidad. Esto se debe a que a la hora de hacer el cálculo de la confiabilidad con la que se predicen los valores genéticos del semental no se considera a todas las hijas, sino solo las hijas que han experimentado la muerte lo que corresponden a vacas a que han finalizado su vida productiva, lo que va asociado a vacas y sementales más viejos.

Las bajas correlaciones obtenidas en este estudio se puede deber a que los modelos y metodologías varían para las evaluaciones genéticas americanas y canadienses, lo que concuerda con los resultados obtenidos por Van der Linde *et al.*, (2003), que concluye que los las correlaciones genéticas entre países para longevidad fueron de -0.03 a 0.93.

En este estudio las tendencias genéticas de acuerdo al país de origen del semental, mostraron para los sementales americanos la disminución en la DVPF para los años 1995 al 1998. Esto se puede deber a la alta selección por producción de leche ignorando, cuando menos parcialmente, a la DVP. Después de esta etapa, los valores genéticos de DVPF de la vacas tendió a incrementarse posiblemente por que se empezó a considerar DVP en los índices de selección como el Merito Neto y el TPI.

Las hijas de los sementales canadienses tendieron a aumentar su DVPF de los años 1995 al 1999, probablemente reflejando el énfasis que la

población canadiense ha puesto en la conformación funcional del ganado. Por su parte, el incremento del riesgo que se observa para el año 2000, se puede deber a que el aumento de la producción de leche incremento los problemas de salud o reproductivos disminuyendo así la DVPF.

La disminución de la DVPF de las hijas de los sementales mexicanos, puede ser debido a que el productor del semental ha incrementado la selección sobre producción de leche durante los últimos años para tener mas vacas altas productoras y esto a la vez a afectado la DVPF de las hijas debido a que la alta producción de leche esta asociado a problemas de salud o fertilidad. Estos resultados son lo opuesto a las tendencias genéticas para países tales como Francia, Alemania y Canadá, donde encontraron un descenso en el riesgo de desecho para las hijas de los sementales conforme avanza el tiempo (Ducrocq, 1999; Pasman *et al.* 1999; Dürr *et al.* 1999).

5.0 CONCLUSIONES

La distribución de Weibull y el modelo de regresión asociado son modelos adecuados para representar la DVPF de ganado mexicano y calcular la heredabilidad de DVPF y predecir valores genéticos.

La estimación de la heredabilidad de DVPF en la escala original fue de 9% indicando que la selección directa para este carácter no sería muy efectiva, pero que se puede integrar efectivamente a los programas de mejoramiento genético como se ha hecho en otras poblaciones de ganado Holstein, incluyendo características, tales como, conformación o conteo de células somáticas que pueden ser considerados como selección indirecta para la DVPF.

Las tendencias genéticas en este estudio mostraron que la característica DVPF de las hijas de los sementales americanos y canadienses evaluados en México incrementó su DVPF, no así para los sementales mexicanos en donde la DVPF de sus hijas ha disminuido a través de los años.

6.0 LITERATURA CITADA

Asociación Holstein de México A.C. 2004.

<http://www.holstein.com.mx/Ecube/Publico/ProdLecheAnual2004.pdf>.

Beaudeau, F., Ducrocq, V., Fourichon, C., Seegers, H. 1995. Effect of disease on length of productive life on French Holstein dairy cows assessed by survival analysis. *J. Dairy Sci.* 78:103–117.

Büenger, A., Ducrocq, V., Swalve, H.H., 2001. Analysis of survival in dairy cows using supplementary data on type scores and housing systems from a region of Northwest Germany. *J. Dairy Sci.* 84, 1531–1541.

Büenger, A., Ducrocq, V., Swalve, H. 2001. Analysis of survival in dairy cows with supplementary data on type scores and housing systems from a region on northwest Germany. *J. Dairy Sci.* 84:1531–1541.

Bertrand, J.A., Berger, P.J., Freeman, A.E., Kelley, D.H.. 1985. Profitability in daughters of high versus average Holstein sires selected for milk yield of daughters. *J. Dairy Sci.* 68:2287.

Boettcher, P.J., Jairath, L.K., Dekkers, J.C.M. 1999. Comparison of methods of genetic evaluation of sires for survival of their daughters in the first three lactations. *J Dairy Sci.* 82: 1034-1044.

Canavesi, F., Biffani, S. y Biscarini, F. 2003. Improving the quality of the genetic evaluation for functional longevity in Italy. 2003. Proceedings of the Interbull meeting, August 28-30, ROME, ITALY. BULLETIN NO. 31.

Caraviello, D. Z., Weigel, K. A., Gianola, D. 2004. Prediction of longevity breeding values for US Holstein sires using survival analysis methodology. *J. Dairy Sci.* 87:3518–3525.

Chirinos, Z., Carabaño, M.J., Hernandez, D. 2007. Genetic evaluation of length of productive life in the Spanish Holstein-Friesian population. Model validation and genetic parameters estimation. *Livestock Science* 106 (2007) 120–131.

Collet, D. 2003. Modelling Survival Data in Medical Research. 2^a Ed. Texts in Statistical Science. Chapman & Hall/CRC.

Cox, D. 1972. Regression models and life tables. *J. Royal Stat. Soc., Series B*, 34:187-20.

Ducrocq, V.P. 1987. An analysis of length of productive life in dairy cattle. Ph.D. Thesis, Cornell Univ., Ithaca, NY. 132 pag.

Ducrocq, V., Quaas R.L., Pollak E.J., Casella, G. 1988a. Length of productive life in dairy cows. 1. Justification of a Weibull Model. *J. Dairy Sci.* 71: 3061-3070.

Ducrocq, V., Quaas, R.L., Pollak, E.J., Cassella, G. 1988b. Length of productive life of dairy cows. 2. Variance component estimation and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 71, 3071–3079.

Ducrocq, V. y Sölkner, J. 1998a. Implementation of a routine breeding value evaluation for longevity of dairy cows using survival Analysis techniques. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia. 23:359-362.

Ducrocq, V., 1999. Two years of experience with the French genetic evaluation of dairy bull on production - adjusted longevity of their daughter. Proceedings of an International Workshop on EU Concerted Action for Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT): Longevity. Jouyen-Josas, Francia. *Interbull Bulletin*, vol. 21, pp. 60–68. <http://www-interbull.slu.se>.

Ducrocq, V. 1994. Statistical analysis of length of productive life for dairy cows of the Normande breed. *Journal of Dairy Science* 77[3], 855-866.

Ducrocq, V. 2001. Survival Analysis Applied to Animal Breeding and Epidemiology. Notas de curso.

Ducrocq, V. 1997. Survival analysis, a statistical tool for longevity data. 48th Annual Meeting of the European Association for Animal Production - 25- 28 August, Vienna, Austria.s.htm.

Ducrocq, V., Casella, G. 1996. A Bayesian analysis of mixed survival models. *Genet. Sel. Evol.* 28:505–529.

Ducrocq, V. y Sölkner, J. 1998b. "The Survival Kit: A Fortran Package for the Analysis of Survival Data", Proceeding of the Sixth World Congress on Genetic Applied to Livestock Production, 22:51-52, Armidale: Animal Genetics an Breeding Unit.

Ducrocq, V., 2005. An improved model for the French genetic evaluation of dairy bulls on length of productive life of their daughters. *Anim. Sci.* 80, 249–256.

Dentine, M.R., McDaniel, B.T., Norman, H.D. 1987. Comparison of Culling Rates, Reason for Disposal, and Yield for Registered and Grade Holstein Cattle. *J. Dairy Sci.* 70: 2616 - 2622.

- Dürr, J.W., Monardes, H.G., Cue, R.I. 1999. Genetic analysis of herd life in Quebec Holsteins using Weibull models. *J. Dairy Sci.*, 82: 2503-2513.
- De Jong, G., Vollema, A. R., Van Der Beek, S., Harbers, A. 1999. Breeding value for functional longevity in the Netherlands. Proc. Int. Workshop on EU Concerted Action Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT); Longevity. Jouy-en-Josas, France, May 1999. *INTERBULL Bull.* 21:68–72.
- Dohoo, I. R. y Martin S. W. 2. 1984. Disease, Production and Culling in Holstein—Friesian Cows. *Preventive Veterinary Medicine*, 755-770.
- Essl, A. 1998. Longevity in dairy cattle breeding: a review. *Livest. Prod. Sci.* 57, 79-89.
- Everett, R.W., Keown, J.F., Clapp, E.E., 1976. Production and stayability trends in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 59, 1532–1539.
- Falconer D. S. y Mackay, T. F. C.: Introducción a la Genética Cuantitativa. 4ª Edición, Acribia, Zaragoza, 1996.
- Famula, T.R., 1981. Exponential stayability model with censoring and covariates. *J. Dairy Sci.* 64, 538–545.
- Forabosco, F., Bozzi, R., Filippini, F., Boettcher, P., Van Arendonk, J.A.M., Bijma, P. 2006. Linear model vs. survival analysis for genetic evaluation of sires for longevity in Chianina beef cattle. *Livestock Science* 101 (2006) 191–198.
- Garreau, H., Ducrocq, V., Tudela, F., Saleil, G., Esparbié, J., Juin, H., Lamothe, E., Larzul, C. 2007. Sélection divergente pour la longévité de la lapine en reproduction. Journées de la Recherche Cunicole. Francia.
- Goddard, M.E., Wiggans, G.R. Genetic Improvement of Dairy Cattle. The Genetics Cattle. Cap 18. CAB International 1999. Eds. R. Fries and A. Ruvinsky.
- Gröhn, Y.T., Ducrocq, V., Hertl, J. A. 1997. Modelling the effect of disease on culling: An illustration of the use of time-dependent covariates for survival analysis. *J. Dairy Sci.* 80: 1455-1766.
- Gröhn Y.T., Rajala-Schultz P.J., Allore H.G., DeLorenzo M.A., Hertl J.A., Galligan D.T. 61. 2003. Optimizing replacement of dairy cows: modeling the effects of diseases. *Preventive Veterinary Medicine* 27–43.
- Gröhn, Y.T., Eicker, S.W., Ducrocq, V., Hertl, J.A. 1998. Effect of diseases on culling in New York State Holstein dairy cows. *J. Dairy Sci.* 81, 966–978.

Hansen, L.B., Young, C.W., Miller, D.P., Touchberry, R.W. 1979. Health care requirements of dairy cattle. I. Response to milk yield selection. J. Dairy Sci. 62:1922.

Heinrichs A. J. Análisis Económico Para Programas Eficientes de Reemplazo de Vaquillas. 2001. Department of Dairy and Animal Science. Pennsylvania State University. Digital 2001. pp 113 – 119.

House, C.H. 1994. Mexican replacement heifers in short supply. Feedstuffs. 66(43):9

Interbull, 2004. National GES information. Description of National Genetic Evaluation Systems for Dairy Cattle Traits as Applied in Different Interbull MemberCountries.[http://www.interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida ge](http://www.interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida%20ge)

Jones, W.P., Hansen, L.B., Chester-Jones, H. 1994. Response of health care to selection for milk yield of dairy cattle. J. Dairy Sci. 77:3137.

Kachman, S. D. 1999. Applications in survival analysis. J. Anim. Sci 77:147-153.

Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L. 1980. The statistical analysis of failure time data. John Wiley and sons, New-York, USA.

Kaplan, E.L., Meier, P. 1958. Nonparametric estimation from incomplete observations. J. Amer. Stat. Ass., 53 :457-481.

Klein, J.P., Moeschberger, M.L. 1997. Survival Analysis. Techniques for Censored & Truncated Data, Springer-Verlag, New York.

Kleinbaum D.G. 1996. *Survival Analysis: A self-Learning Text*. New York: Springer-Verlag.

Korsgaard , I.R., Andersen, A.H., Jensen, J. 1999. Discussion of heritability of Survival traits. In International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT). Longevity. Jouy-en-Josas (Francia). Interbull Bull. 21: 31-35.

Larroque, H., Ducrocq, V. 2001. Relationships between type and longevity in the Holstein breed. Genet. Sel. Evol. 33:39–59.

Lehenbauer, T. W. Y Oltjen, J. W.1998. Dairy Cow Culling Strategies: Making Economical Culling Decisions. J Dairy Sci 81:264–271.

Lynch, M., Walsh., B. 1997. Genetics and analysis of quantitative traits. Sinauer, Massachusetts, USA.

Mark, T. 2004. Applied Genetic Evaluations for Production and Functional Traits in Dairy Cattle. *J. Dairy Sci.* 87:2641–2652

Overview of longevity evaluation in Interbull countries. 1999. Proceedings of an International Workshop on EU Concerted Action for Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT): Longevity. Jouy-en-Josas, Francia. Interbull Bulletin, vol. 21, pp. 181–189. <http://www-interbull.slu.se>.

Pasman, E., Reinhardt, F. 1999. Genetic evaluation for length of productive life of Holstein cattle in Germany. Proc. Int. Workshop on EU Concerted Action Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle (GIFT); Longevity. Jouy-en-Josas, France, May 1999. INTERBULL Bull. 21:55–59.

Ricard, A. y Fournet-Hanocq, F. 1997. Analysis of factors affecting length of competitive life of jumping horses. *Genet. Sel. Evol.*, 29: 251-267.

Ringmar-Cederberg, E., Johansson, K., Lundeheim, K.N. y Rydhmer, L. 1997. Longevity of Large White and Swedish Landrace sows. Book of Abstracts of the 48th Annual Meeting of the European Association for Animal Production. Vienna, Austria. 3: 30.

Ruiz, L. F. 2007. Estado Actual de los Programas de Mejora, Sistemas de Registro y Evaluación Genética en México. *Holstein de México*. 38: (5) 26-30.

Ruiz L.F., Oltenacu, P.A., Blake, R.W. 1994. Efecto del nivel de producción de leche sobre la duración de vida productiva en ganado Holstein de registro en México. *Téc. Pec. Méx.* 32: 105-112.

Rogers, W.G., Van Arendonk, M.A.J., McDaniel, T.B. 1988. Influence of Involuntary Culling on Optimum Culling Rates and Annualized Net Revenue. *J. Dairy Sci.* 71: 3463 - 3469.

Roxström, A., Strandberg, E. 2002. Genetic analysis of functional, fertility-, mastitis-, and production-determined length of productive life in Swedish dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.* 74:125–135.

Roxström, A., Ducrocq, V., Strandberg, E., 2003. Survival analysis of longevity in dairy cattle on a lactation basis. *Genet. Sel. Evol.* 35, 305–318.

Schaeffer, L.R. y Burnside, E.B. 1974. Survival rates of tested daughters of sires in artificial insemination. *J. Dairy Sci.*, 57: 1394-1400.

Schneider, M.P., Miglior, F. 1999. A proposal for genetic evaluation for functional herd life in Italian Holsteins. 50th Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Zurich, Switzerland. Abstract Paper G2.2.

- Sewalem, A., Miglior, F., Kistemaker, G. J. and Van Doormaal, B. J. 2006. Analysis of the Relationship Between Somatic Cell Score and Functional Longevity in Canadian Dairy Cattle *J. Dairy Sci.* 89:3609–3614.
- Sewalem, A., Kistemaker, G. J. Ducrocq, V. and Van Doormaal, B. J. 2005. Genetic analysis of herd life in Canadian dairy cattle on a lactation basis using a Weibull proportional hazards model. *J. Dairy Sci.* 88:368–375.
- Shanks, R.D., Freeman, A.E., Berger, P.J., Kelley, D.H. 1978. Effects of selection for milk production on reproductive and general health of the dairy cow. *J. Dairy Sci.* 61:1765.
- Smith, S.P. y Quaas, R.L. 1984. Productive lifespan of bull progeny groups: failure time analysis. *J. Dairy Sci.* 67: 2999-3007.
- Strandberg, E., Roxström, A. 2000. Genetic parameters of functional and fertility determined length of productive life in Swedish dairy cattle. *Animal Science.* 70:383-389.
- Terawaki, Y., Katsumi, T., Ducrocq, V. 2006. Development of a Survival Model with Piecewise Weibull Baselines for the Analysis of Length of Productive Life of Holstein Cows in Japan. *J. Dairy Sci.* 89:4058–4065
- Togashi, K., Lin, C.Y., Yokouchi, K. 2004. Overview of genetic evaluation in dairy cattle. *Animal Science Journal.* 75, 275-284.
- Valencia MP, Ruiz LF, Montaldo VH. 2004. Estimación de Parámetros genéticos para Características de Longevidad y producción de Leche en Ganado Holstein de México. *INTERCIENCIA* Vol. 29 No. 1.
- VanRaden, P.M.; Klaaskate, E.J.H. 1993. Genetic Evaluation of Length of productive Life Including Predicted Longevity of Live Cows. *J. Dairy Sci.* 76(9): 2758-2764.
- Van Vleck, L.D., Pollak, E.A., Oltenacu, B., Genetics for the animal sciences. W.H. Freeman, New York, 1987.
- Van der linde, C., De Jong, G. 2003. MACE for Longevity Traits. Proceedings of the Interbull Technical Workshop, March 2-3, 2003, BELTSVILLE, MD, USA. *BULLETIN NO.* 30.
- Van der linde, C., De Jong, G., Simai, Sz., Gombacsi, P., Wellisch, P. 2006. Genetic Evaluation for Longevity in Hungary. Proceedings of the 2006 Interbull Meeting Kuopio, June 4-6, 2006, Finland. *INTERBULL Bull.* 35:3–7.

Vitela, M.I., Cruz, V.C., Ramos, P.M. 2004. identificación de las causas de desecho en cinco establos lecheros de Aguascalientes México. *Téc Pecu Mex* 42(3):437-444.

Vollema, A.R., and A.F. Groen. 1998. Conformation traits in survival analysis of longevity in dairy cattle. *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Armidale, Australia. 23:371-374.

Vollema, A.R., Van Der Beek, S., Harbers, A.G.F., De Jong, G. 2000. Genetic evaluation for longevity of Dutch dairy bulls. *J. Dairy Sci.* 83: 2629-2639

Vukasinovic N. Application of survival analysis en breeding for longevity. *Proceedings of the workshop on genetic improvement of functional traits in cattle: Longevity.1999.Wageningen, The Netherlands.* p. 3-10.

Vukasinovic, N., Moll, J., Casanova, L. 2001. Implementation of a routine genetic evaluation for longevity based on survival analysis techniques in dairy cattle populations in Switzerland. *J. Dairy Sci.* 84:2073–2080.

Weigel, K. A., Palmer, R. W., Caraviello, D. Z. 2003. Investigation of factor affecting voluntary and involuntary culling in expanding dairy herds in Wisconsin using survival analysis. *J. Dairy Sci.* 86:1482-1468.

Yazdi, M.H., Visscher, P.M., Ducrocq, V., Thompson, R., 2002. Heritability, reliability of genetic evaluations and response to selection in proportional hazard models. *J. Dairy Sci.* 85, 1563–1577.

7.0 ANEXOS

Distribuciones paramétricas comunes para el análisis de supervivencia.

Distribución	Tasa de riesgo $h(x)$	Función de supervivencia $S(x)$	Probabilidad de la función de densidad $f(x)$	Media $E(x)$
Exponencial $\lambda > 0, x \geq 0$	λ	$\exp[-\lambda x]$	$\lambda \exp(-\lambda x)$	$\frac{1}{\lambda}$
Weibull $\alpha, \lambda > 0, x \geq 0$	$\alpha \lambda x^{\alpha-1}$	$\exp[-\lambda x^\alpha]$	$\alpha \lambda x^{\alpha-1} \exp(-\lambda x^\alpha)$	$\frac{\Gamma(1+1/\alpha)}{\lambda^{1/\alpha}}$
Gamma $\beta, \lambda > 0, x \geq 0$	$\frac{f(x)}{S(x)}$	$1 - I(\lambda x, \beta)$	$\frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} \exp(-\lambda x)}{\Gamma(\beta)}$	$\frac{\beta}{\lambda}$
Log-normal $\sigma, \lambda > 0, x \geq 0$	$\frac{f(x)}{S(x)}$	$1 - \Phi\left[\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right]$	$\frac{\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2\right]}{x(2\pi)^{1/2}\sigma}$	$\exp(\mu + 0.5\sigma^2)$
Log-logistic $\alpha, \lambda > 0, x \geq 0$	$\frac{\alpha x^{\alpha-1} \lambda}{1 + \lambda x^\alpha}$	$\frac{1}{1 + \lambda x^\alpha}$	$\frac{\alpha x^{\alpha-1} \lambda}{[1 + \lambda x^\alpha]^2}$	$\frac{\pi \text{Csc}(\pi/\alpha)}{\alpha \lambda^{1/\alpha} \text{si}(\alpha) \Gamma}$
Normal $\sigma > 0, -\infty < x < \infty$	$\frac{f(x)}{S(x)}$	$1 - \Phi\left[\frac{x - \mu}{\sigma}\right]$	$\frac{\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2\right]}{(2\pi)^{1/2}\sigma}$	μ
Poder Exponencial $\alpha, \lambda > 0, x \geq 0$	$\alpha \lambda x^{\alpha-1} \exp\left\{[\lambda x]^\alpha\right\}$	$\exp\left\{1 - \exp\left[(\lambda x)^\alpha\right]\right\}$	$\alpha e \lambda^\alpha x^{\alpha-1} \exp\left\{[\lambda x]^\alpha\right\} - \exp\left\{\exp\left[(\lambda x)^\alpha\right]\right\}$	$\int_0^\infty S(x) dx$
Gompertz $\Theta, \alpha, \lambda > 0, x \geq 0$	$\Theta e^{\alpha x}$	$\exp\left[\frac{\Theta}{\alpha}(1 - e^{-x})\right]$	$\Theta e^{\alpha x} \exp\left[\frac{\Theta}{\alpha}(1 - e^{-x})\right]$	$\int_0^\infty S(x) dx$
Gaussiana inversa $\lambda \geq 0, x \geq 0$	$\frac{f(x)}{S(x)}$	$\Phi\left[\left(\frac{\lambda}{x}\right)^{1/2}\left(1 - \frac{x}{\mu}\right)\right] - e^{2\lambda/\mu} \Phi\left[-\left(\frac{\lambda}{x}\right)^{1/2}\left(1 + \frac{x}{\mu}\right)\right]$	$\left(\frac{\lambda}{2\pi x}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{\lambda(x - \mu)^2}{2\mu^2 x}\right]$	μ
Pareto $\Theta > 0, x > 0$ $x \geq \lambda$	$\frac{\Theta}{x}$	$\frac{\lambda^\Theta}{x^\Theta}$	$\frac{\Theta \lambda^\Theta}{x^{\Theta+1}}$	$\frac{\Theta \lambda}{\Theta - 1}$ $\text{si } \Theta > 1$
Gamma generalizada $\lambda > 0, \alpha > 0,$ $\beta > 0, x \geq 0$	$\frac{f(x)}{S(x)}$	$1 - I[\lambda x^\alpha, \beta]$	$\frac{\alpha \lambda^\beta x^{\alpha\beta-1} \exp(-\lambda x^\alpha)}{\Gamma(\beta)}$	$\int_0^\infty S(x) dx$