



Universidad Autónoma de Querétaro  
Facultad de Ciencias Naturales  
Maestría en Salud y Producción Animal Sustentable

Estimación de parámetros genéticos para flujo de leche por cuarto en un sistema de ordeño robotizado en vacas Holstein

Tesis

Que como parte de los requisitos para obtener el Grado de Maestra en Salud y Producción Animal Sustentable

Presenta

MVZ. Norma Leticia Cornejo García

Dirigido por

Dra. Marina Durán Aguilar

Co-Director

Dr. José Luis Romano Muñoz

Querétaro, Qro. A 11 de Noviembre del 2021



# Universidad Autónoma de Querétaro

## Facultad de Ciencias Naturales

### Maestría en Salud y Producción Animal Sustentable

Estimación de parámetros genéticos para flujo de leche por cuarto en un sistema de ordeño robotizado en vacas Holstein

#### Tesis

Que como parte de los requisitos para obtener el Grado de Maestra en Salud y Producción Animal Sustentable

#### Presenta

MVZ. Norma Leticia Cornejo García

#### Dirigido por

Dra. Marina Durán Aguilar||

#### Co-Director

Dr. José Luis Romano Muñoz

Dra. Marina Durán Aguilar  
Presidente

Dr. José Luis Romano Muñoz  
Secretario

Dr. Felipe de Jesús Ruiz López  
Vocal

Dr. Germinal Jorge Cantó Alarcón  
Vocal

M. C. José Eduardo Salazar Vázquez  
Vocal

Five horizontal lines representing the signatures of the council members. From top to bottom: 1. A signature in black ink. 2. A signature in black ink. 3. A signature in blue ink. 4. A signature in blue ink. 5. A signature in black ink.

Centro Universitario, Querétaro, Qro.

Fecha de aprobación por el Consejo Universitario, 9 de septiembre del 2020

**Resumen.**

El objetivo de este trabajo fue estimar los componentes de varianza y correlaciones genéticas para la producción (PLe), el flujo medio (FMd), el flujo máximo (FMx) y la conductividad eléctrica (CE) de la leche, en un sistema de ordeño robotizado, y su comparación con los parámetros calculados en otros sistemas de ordeño. Fueron analizadas 174 lactaciones de 110 vacas Holstein primíparas y multíparas, con 42,009 observaciones, desde el año 2017 hasta el 2020 en un hato lechero en el estado de Querétaro. Se realizó la evaluación genética utilizando un modelo animal de regresión mixta. Para estimar la heredabilidad ( $h^2$ ) se utilizó el algoritmo de máxima verosimilitud restringida para calcular los componentes de varianza genética aditiva, del medio ambiente permanente y la del residual, el estimador BLUE y el predictor BLUP, para cada una de las variables sujetas en la investigación. La  $h^2$  estimada para PLe (0.62), fue la más alta de las calculadas, de igual modo se estimó la  $h^2$  para FMd (0.44), FMx (0.33) y CE (0.28), se considera que uno de los aspectos que influyeron en el valor obtenido, fue debido a la variabilidad de cada observación diaria. Las correlaciones genéticas para la PLe fueron negativas y altas para el FMd (-0.6117) y FMx (-0.7666), entretanto para la característica de CE (-0.1669) fue considerablemente baja. En su lugar, las correlaciones genéticas estimadas para FMx fueron positivas y elevadas para FMd (0.7422) y CE (0.5351), finalmente estimamos una correlación genética positiva y moderada para FMd y CE (0.3546). Estos resultados indican la importancia de estas características para un programa de selección genético, sin embargo hay que mencionar la necesidad de incrementar la cantidad de observaciones diarias para resultados más precisos.

Palabras clave: heredabilidad, producción de leche, conductividad eléctrica, flujo de la leche.

**Abstract.**

The objective of this work was to estimate the variance components and genetic correlations for production (PLe), mean flow (FMd), maximum flow (FMx) and electrical conductivity (EC) of milk, in a robotic milking system, and its comparison with the parameters calculated in other milking systems. A total of 174 lactations of 110 primiparous and multiparous Holstein cows, with 42,009 observations, from 2017 to 2020 in a dairy herd in the state of Querétaro were analyzed. Genetic evaluation was performed using a mixed regression animal model. To estimate heritability ( $h^2$ ), the restricted maximum likelihood algorithm was used to calculate the additive genetic variance components, the permanent environment and the residual variance, the BLUE estimator and the BLUP predictor, for each of the variables subjected in the research. The  $h^2$  estimated for PLe (0.62), was the highest of those calculated, likewise the  $h^2$  was estimated for FMd (0.44), FMx (0.33) and CE (0.28), it is considered that one of the aspects that influenced the value obtained was due to the variability of each daily observation. Genetic correlations for PLe were negative and high for FMd (-0.6117) and FMx (-0.7666), while for the EC trait (-0.1669) was considerably low. Instead, the estimated genetic correlations for FMx were positive and high for FMd (0.7422) and CE (0.5351), finally we estimated a positive and moderate genetic correlation for FMd and CE (0.3546). These results indicate the importance of these traits for a genetic selection program, however, we must mention the need to increase the number of daily observations for more accurate results.

Key words: heritability, milk production, electrical conductivity, milk flow.

**Dedicatorias.**

A mi madre, Leticia, quien con amor y paciencia me dio la oportunidad de cumplir mis objetivos.

A mis amigos, Ernesto y Claudia, quienes me apoyaron en los momentos de más debilidad, acompañándome en cada momento.

A mis mascotas, keyra y Lynn, que dejaban sus horas de sueño para estar a mi lado en cada noche de desvelo.

Dirección General de Bibliotecas UAQ

### **Agradecimientos.**

Agradezco a la Universidad Autónoma de Querétaro, por las facilidades y apoyo que otorga para que los estudiantes puedan desarrollarse.

Agradezco a la Facultad de Ciencias Naturales y a sus catedráticos, por haberme enseñado tanto en estos dos años, lo que me permitió la realización de este trabajo.

Agradezco al CONACYT, por haberme becado, motivo por el cual pude concluir mis estudios.

Agradezco al INIFAP CENID FyMA, en donde inicié mi proyecto de investigación y en donde pude tomar algunas de mis asignaturas.

Agradezco al Rancho Agropecuario Experimental José Río Arronte, que nos permitió utilizar la información recaudada para llevar a cabo este proyecto.

Agradezco a mis asesores, Marina y Felipe, quienes me apoyaron en todo lo que necesitaba.

Agradezco sobre todo al Dr. José Luis Romano, quien siempre estuvo para guiarme y alentarme cada que lo necesitaba, con cariño y paciencia.

## ÍNDICE

	<b>Página</b>
Resumen	i
Abstract	ii
Dedicatorias	iii
Agradecimientos	iv
Índice	v
Índice de cuadros	vii
Índice de figuras	viii
<b>Índice de cuadros.....</b>	<b>vii</b>
<b>Índice de figuras.....</b>	<b>viii</b>
<b>I. INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>1</b>
<b>II. ANTECEDENTES.....</b>	<b>2</b>
<b>2.1 BOVINOS HOLSTEIN.....</b>	<b>2</b>
<b>2.2. PRODUCCIÓN NACIONAL DE LECHE.....</b>	<b>2</b>
2.2.1. Regiones ganaderas en México.....	3
<b>2.3. PRODUCCIÓN DE LECHE.....</b>	<b>5</b>
2.3.1. Curva de lactación.....	6
2.3.2. Factores que afectan la producción de leche.....	7
<b>2.4. FLUJO DE LA LECHE.....</b>	<b>8</b>
<b>2.5 CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA.....</b>	<b>12</b>
2.5.1 Variables de la conductividad eléctrica.....	13
2.5.1.1. Variables del propio animal.....	13
2.5.1.2. Etapa de lactación.....	13
2.5.1.3. Composición de la leche.....	14
<b>2.6 MANEJO Y SISTEMA DE ORDEÑO.....</b>	<b>15</b>
2.6.1 Sistema de ordeño robotizado DeLaval.....	15
<b>2.7 ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS GENÉTICOS.....</b>	<b>17</b>
2.7.1 Máxima verosimilitud restringida (REML).....	24
2.7.2. Mejor estimador lineal insesgado (BLUE).....	25
2.7.3. Mejor predictor lineal insesgado (BLUP).....	27

2.7.3.1. BLUP para animales sin observaciones fenotípicas.....	30
2.7.3.2. BLUP con registros repetidos.....	30
2.7.4. Método de estimación de parámetros. ....	31
2.7.4. Estimación de componentes de varianza. 2.7.5. ....	32
2.7.5. Análisis residual.....	34
III. JUSTIFICACIÓN.....	36
IV. HIPÓTESIS.....	37
V. OBJETIVOS .....	38
5.1. GENERAL.....	38
5.2. ESPECÍFICOS .....	38
VI. MATERIAL Y MÉTODOS.....	39
6.1. LOCALIZACIÓN.....	39
6.2. MANEJO Y ALIMENTACIÓN.....	39
6.2.1. Sistema de ordeño robotizado VMS.....	39
6.2.2. Alimentación.....	40
6.3. RECOPIACIÓN Y OBTENCIÓN DE LA INFORMACIÓN DE PRODUCCIÓN DEL HATO Y POR VACA.....	40
6.4. MÉTODOS ESTADÍSTICOS Y ELECCIÓN DE MODELOS.....	42
VII. RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	43
VIII. CONCLUSIONES.....	47
IX. BIBLIOGRAFÍA.....	48

**Índice de cuadros.**

Cuadro 1. Valores promedios, mínimos y máximos de las características de producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx). .....	41
Cuadro 2. Información de la progenie de las vacas.....	42
Cuadro 3. Componentes de varianza genética aditiva, varianza del ambiente permanente y varianza residual, para producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx). .....	44
Cuadro 4. Correlaciones genéticas entre la producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx). .....	45

**Índice de figuras.**

Figura 1. Producción de leche por región.....	4
Figura 2. Producción total de leche medida en las diferentes lactaciones. .....	41
Figura 3. Curva de lactación durante el ciclo productivo, en todas las lactaciones.....	43

Dirección General de Bibliotecas UAQ

## I. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, a la industria lechera le ha interesado la obtención de alta producción, lo que se ha logrado gracias a la combinación y optimización de mejoras en el manejo, nutrición y selección genética (Lucy, 2001). Debido a los grandes desafíos a los que se enfrentará la ganadería, la producción pecuaria debería aumentar su eficiencia en las próximas décadas (Goddard, 2012).

Las características de mayor importancia económica para los productores lecheros son la producción de leche y los sólidos lácteos, los cuales son el resultado de la interacción entre el ambiente y la herencia. El aumento de estas características puede mejorarse al utilizar herramientas adicionales como la selección genética de animales, para ello es importante contar con evaluaciones genéticas precisas, manteniendo un registro de producción que indique el potencial genético (Cerón *et al.*, 2003; Magofke *et al.*, 2001; Soto, 1982). Los efectos no genéticos tales como hato, año, mes y número de parto, constituyen fuentes de variación importantes en la producción de leche y características relacionadas. Su efecto se ve influenciado por factores de manejo, alimentación, época de parto, composición genética del rebaño, número de lactación, condición sanitaria, entre otros (Vivas, 2009).

Típicamente, los animales con el mérito genético esperado más alto se conservan para ser los padres de la siguiente generación. Muchas características observables parecen tener un modo de herencia poligénica, y están sometidas a influencias ambientales considerables. En el ganado lechero es más relevante inferir el mérito genético de los machos, debido al impacto que pueden tener en la tasa de mejoramiento (Gianola, 2001).

## II. ANTECEDENTES

### 2.1 BOVINOS HOLSTEIN.

El ganado Holstein es el más utilizado a nivel mundial por su eficiencia productiva, y se caracteriza por ser una de las razas lecheras de mayor tamaño, así como la mayor productora de leche, con un porcentaje promedio de 3.6% de grasa (Torres, 2003).

Las primeras referencias de la Holstein son de hace 2,000 años, a partir de este ganado, la selección fue el procedimiento que más influyó en la formación de la raza. Son de tamaño grande, precocidad mediana, esqueleto fuerte, aspecto anguloso, ubre desarrollada y pelaje negro con manchas blancas (Bavera, 1960). Se introducen en México alrededor del año de 1524, en el siglo XX se introducen nuevas técnicas para la crianza de ganado, como la selección genética (Blanco, s.f.).

### 2.2. PRODUCCIÓN NACIONAL DE LECHE.

Los niveles de consumo de lácteos por habitante en los países desarrollados han alcanzado niveles elevados, debido al crecimiento poblacional. El suministro y la producción de la leche es considerada como una prioridad nacional. (SE, 2012). La actividad lechera en México representa la segunda en importancia dentro del subsector ganadero, con un 22.8% del valor de la producción y es una de las principales fuentes de suministro de proteína animal (Serfín, 1995 citado en Mata *et al.*, 1997).

En México la industria de productos lácteos es la tercera actividad más importante dentro de la rama industrial, y su crecimiento depende de la disponibilidad nacional de leche (SE, 2012). La producción de leche se lleva a cabo en diferentes condiciones socioeconómicas, regiones ecológicas y sistemas de producción (Rosete *et al.*, 1993; Villa-Godoy & Arreguin, 1993; Román-Ponce, 1995; Villagómez, 2000; De Dios, 2001; García-Muñiz *et al.*, 2007).

El sistema especializado se localiza principalmente en áreas semiáridas y desérticas. Principalmente con ganado Holstein, alimentados con forraje, principalmente alfalfa, granos y subproductos. Cuentan con una máquina de ordeña mecanizada e instalaciones especializadas (Barrera & Sánchez, 2003; Núñez *et al.*, 2004; Villamar & Olivera, 2005).

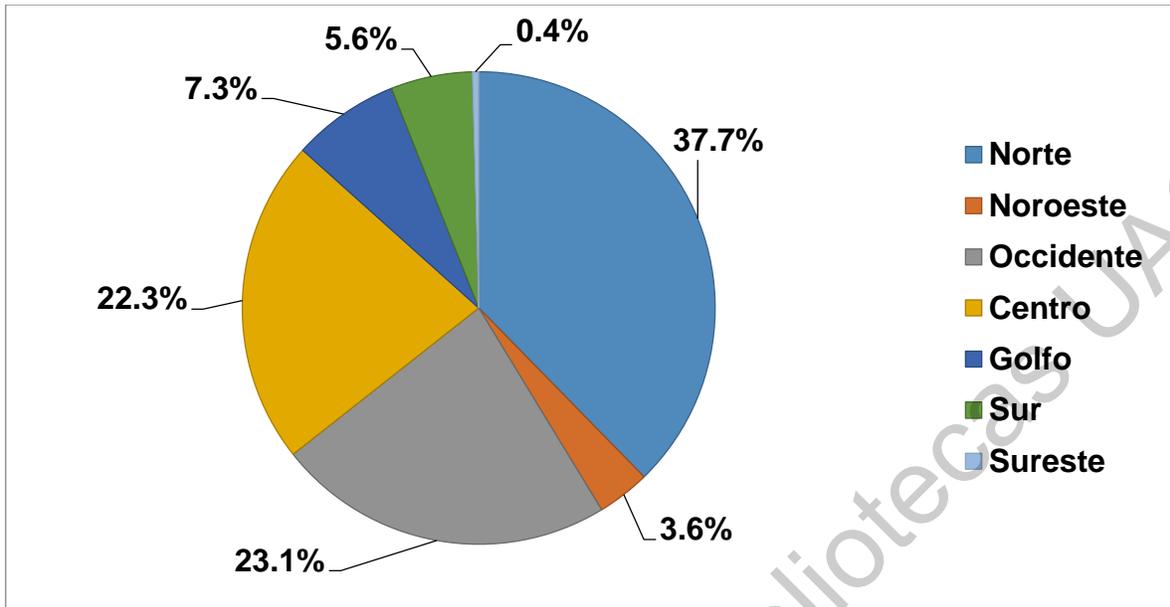
Los diferentes sistemas se desarrollan en condiciones socioeconómicas, agroecológicas y tecnológicas muy heterogéneas (García-Muñiz *et al.*, 2007).

### **2.2.1. Regiones ganaderas en México.**

Las regiones ganaderas en México no son homogéneas, cambian de acuerdo a la tecnificación y esto depende mucho del área geográfica, no se encuentran los mismos sistemas de producción en el centro del país que en la región norte. Cada área geográfica nos demanda tecnificación diferente, y se influencia por lo que busca el ganadero, el cual suele estar involucrado con la idiosincrasia del lugar (SIAP, 2018).

México cuenta con una gran variedad de climas que interactúan con la relación suelo-planta-animal, en grandes rasgos se ha dividido en diversas regiones: norte, noroeste, occidente, centro, golfo, sur y sureste (Figura 1).

Figura 1. Producción de leche por región.



La región norte está formada por los estados de: Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Durango, San Luis Potosí, Zacatecas y Aguascalientes; lo que representa la tercera parte de la superficie del país, con una extensión aproximada de 726,338 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 37.7%, respecto al resto del país, con 4, 448,350 miles de litros. La región noroeste comprende los estados de Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora. Abarca una superficie de aproximadamente 386,816 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 3.7%, respecto al país, con 427,941 miles de litros. La región occidente comprende los estados de Nayarit, Jalisco, Colima y Michoacán. Contando con una extensión de aproximadamente 170,000 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 23.1%, respecto al resto del país, con 2, 724,511 miles de litros. La región centro está integrada por el Distrito Federal y por 7 estados: Guanajuato, Hidalgo, México, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala. La extensión que comprende esta región es de aproximadamente de 130,000 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 22.3%, respecto al resto del país, con 2, 628,795 miles de litros. La región del golfo comprende los estados de Tamaulipas, Veracruz y Tabasco, con una superficie aproximada de 176,000 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 7.3%, respecto al resto del país, con 867,895 miles de litros. La región del sur está

conformada por los estados de Guerrero, Oaxaca y Chiapas, con una extensión aproximada de 233,045 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 5.6%, respecto al resto del país, con 659,006 miles de litros. La región sureste comprende los estados de Campeche, Yucatán y Quintana Roo, con una extensión alrededor de 142,000 km<sup>2</sup>. La producción de leche corresponde al 0.4%, respecto al resto del país, con 51,060 miles de litros (CONEVYT, 2019; SIAP, 2018).

### 2.3. PRODUCCIÓN DE LECHE.

La producción de leche va a depender de muchos factores, que van desde genéticos hasta medio ambientales, y es de gran importancia reconocerlos y atender los que no se están cumpliendo o se cumplan pobremente, para evitar pérdidas en el hato o incluso incrementar la producción de los animales (Salvador& Martínez, 2007).

La morfología del animal es el primer indicador directo de la producción de leche, desde el tamaño de la ubre hasta la conformación de los pezones, lo que no solo da un indicio de su producción, sino también, de la facilidad para una correcta y rápida ordeña. El valor genético también va a ser de gran importancia, pero hay que tener en cuenta que para que un animal pueda expresar su potencial genético los factores medio ambientales deben encontrarse en la mejor condición posible (Oldenbroek & Van der Waaij, 2015).

La producción de leche varía con la edad y parto del animal, por ejemplo, una vaca primípara produce hasta 10 litro menos y un menor porcentaje de grasa y lactosa que las vacas multíparas (Morales *et al.*, 2016). La frecuencia del ordeño también representa una diferencia significativa en la producción total, las vacas que son ordeñadas 3 veces al día, producen más que las vacas que son ordeñadas 2 veces al día (Caro, 2016).

Conforme transcurre el ciclo productivo de la vaca, la cantidad de leche que se produce puede aumentar o disminuir, se observa un significativo aumento alrededor del día noventa, en el llamado pico de producción, y según la lactación

avanza la producción de leche va descendiendo. La proporción de alimentos va a ocasionar un cambio en la cantidad y en la composición de la leche, alimentos balanceados con más cantidad de concentrado significa mayor producción de bacterias productoras de ácido propiónico y un aumento en la cantidad de leche, mientras que las dietas que ayudan a la producción de bacterias celulolíticas representan un incremento en el porcentaje de grasa, es importante señalar que estas características tienen una correlación negativa. (Campabadal, 1999; Cobos & Shimada, 2017).

Los elementos climáticos más importantes que afectan el desarrollo de los animales domésticos y de las plantas son: la temperatura del aire, la humedad relativa, la radiación neta, la precipitación, el movimiento del aire y la luminosidad (Córdova *et al.*, 2009). La condición medio ambiental va a ser de gran importancia para el bienestar y el desempeño productivo de los animales.

Una vaca libre de enfermedad va a producir más y mejor que una vaca enferma, actualmente la mastitis es la principal causa de descenso de la producción y calidad de la leche debido a enfermedad, lo que representa una pérdida económica importante para el productor (Andrade *et al.*, 2017).

### **2.3.1. Curva de lactación**

La representación gráfica de la producción diaria de leche, en función al tiempo, es conocida como curva de lactación. Se suele predecir bajo el modelo de Wood (1969), con lo que es posible prever la producción de leche en cualquier periodo. Gracias a la curva de lactación se pueden identificar a las vacas más productoras (Ossa *et al.*, 1997).

La producción de leche va a variar de acuerdo al avance de la lactación, alcanzando el pico entre la cuarta y octava semana (Silvestre *et al.*, 2009), a partir de aquí comienza a disminuir paulatinamente.

La descripción precisa de una curva de lactación es importante para actividades, como realizar pruebas de alimentación con ganado en lactación y estimar el rendimiento de lactancia total a partir del hato sobre una base de datos

(Sauvant, 1988). Cuando se utilizan funciones paramétricas como modelos matemáticos para describir la curva de lactación, generalmente se adopta una forma multiplicativa (Dhanao & Le Du, 1982; Morant & Gnanasakthy, 1989; Rook *et al.*, 1993).

Los modelos matemáticos empíricos de las curvas de lactación son funciones regulares  $y=f(t)$ , definidas para valores positivos de la producción diaria de leche ( $y$ ) y el tiempo desde el parto ( $t$ ). Los modelos representan una herramienta de investigación esencial para el desarrollo y validación de la curva de lactación, que se destina a explicar las características del patrón de producción de leche (Neal & Thornley, 1983).

El modelado de curvas generalmente trata con datos de grupos homogéneos de animales, y casi todas las funciones pueden ajustarse a patrones promedio con un mayor nivel de precisión. Existen diferentes factores, desde ambientales hasta genéticos, que pueden afectar la producción de leche, resultado una variación aleatoria de formas entre las vacas, varios autores informaron de una amplia gama de bondades de ajuste (Wood, 1969; Perochon *et al.*, 1996; Olori & Col., 1999).

### **2.3.2. Factores que afectan la producción de leche.**

La frecuencia de ordeño es una característica que aumenta la producción de leche, estimulando la proliferación de células secretoras de leche, incrementando el tamaño y aumentando el diámetro alveolar (Mellado, 2010). Ordeñar más de dos veces al día puede aumentar la producción de leche de un 10.4 a un 21%, así como mayores frecuencias en primeras lactaciones pueden aumentar aún más la producción de leche (Dahl *et al.*, 2004; Hale *et al.*, 2003; Klei *et al.*, 2007). Andrade *et al.* (2016) encontraron que una mayor frecuencia de ordeño provoca efectos variables sobre el comportamiento de las vacas primíparas y multíparas.

El tiempo del periodo seco al que se somete al animal es de suma importancia en producción de leche, Dale *et al.* (2016) mencionan que, si se

maneja un periodo corto de 28 días, el animal no podrá acumular las reservas grasas suficientes, lo que causaría una disminución de hasta 4 Kg de leche por día.

La mastitis es la inflamación del tejido mamario, esta ocurre principalmente como respuesta a una infección bacteriana intramamaria, así como a infecciones micoplasmáticas o fúngicas. Su aparición va a depender de la interacción del huésped, el agente infeccioso y el medio ambiente. Cuando las bacterias superan las defensas anatómicas, deben evitar los mecanismos de defensa celular y humoral para poder enfermar a la glándula mamaria. Según persiste la infección, el conteo de celular somáticas (CCS) aumenta, y a su vez, aumenta el daño tisular. Los daños en el tejido mamario reducen el número y la actividad de las células epiteliales, por lo tanto, contribuyen a la disminución de la producción de leche (Sordillo & Streicher, 2002; Zhao & Lacasse, 2007).

#### **2.4. FLUJO DE LA LECHE.**

El rasgo del flujo de la leche puede considerarse como funcional y de gran importancia para el ganado lechero, se asocia con la eficiencia de ordeño, la ordeñabilidad y la salud de la ubre, factores que interfieren efectivamente con la susceptibilidad de los animales a la mastitis. Un mayor flujo de leche se va a asociar con una disminución en el tiempo de ocupación de mano de obra y una disminución de la manutención de maquinaria, o sea, que influye significativamente en los resultados económicos del ganadero y se pueden mejorar mediante selección (Albuquerque & Meyer 2001; Pimenta *et al.*, 2001; Zwald *et al.*, 2005; Laureano *et al.*, 2011).

La ordeñabilidad se define como la facilidad de ordeño de las vacas lecheras y suele medirse como velocidad de ordeño o flujo de leche. Un incremento en el flujo de ordeño, o una reducción del tiempo total de ordeño, resulta en una de la reducción de la mano de obra de ordeño, y un aumento del tiempo total de ordeño resulta en un aumento de la eficiencia de los sistemas de ordeño automático (Plasse *et al.*, 2002).

Al hacer la selección a base del rasgo de flujo de leche, hay que plantear si lo que se quiere es mayor o menor flujo. A mayor velocidad de ordeño mayor número de CCS, ya que el flujo de leche disminuye la tensión del esfínter del pezón, lo que provoca una menor resistencia de la ubre a los patógenos, y por tanto, un aumento del riesgo de mastitis (Boettcher *et al.*, 1998). Caso contrario para un flujo lento, ya que significa que en el animal no tuvo una extracción completa de leche, lo que provoca un aumento de tensión intramamaria y posterior aparición de infección. Por ello, lo ideal sería un flujo de ordeño intermedio (Boettcher *et al.*, 1998; Fernández *et al.*, 2000). Entonces, el flujo de la leche es un carácter de importancia económica en la producción de leche. Aumentar la velocidad de ordeño por vaca, conlleva una disminución del tiempo que se dedica a esta labor, lo que supone un costo alto dentro de las explotaciones de ganado lechero (Fernández *et al.*, 2000).

Las características morfológicas que mejor definen a las ubres son: profundidad, longitud, distancia al suelo y volumen, características que se encuentran relacionadas con la producción de leche y con las características del ordeño, además, tiene una correlación positiva con la tasa de flujo de leche durante el ordeño, siendo las ubres más voluminosas las de mayor producción. Las diferencias anatómicas de la estructura del pezón están asociadas con la posible susceptibilidad a infecciones, por lo que dichas características podrían utilizarse para la identificación precoz de problemas de salud de la ubre, lo que influiría con la prevalencia de la mastitis, que en determinados momentos también pueden afectar la producción de leche en el hato (Bassalik-Chabielska, 1978; Seykora & McDaniel, 1986; Slettbakk *et al.*, 1995; Norman *et al.*, 1988; Akhtar *et al.*, 1999; Chaki *et al.*, 1999; Moez, 2003; Riera-Nieves *et al.*, 2006; Tancin *et al.*, 2007; Espinosa-Núñez *et al.*, 2013).

Ovansen (1972) afirma que el largo del pezón influye en la velocidad de flujo y producción de leche, así mismo, deduce que las vacas con pezones cortos son más fáciles de ordeñar, y el diámetro del pezón no tiene influencia sobre el flujo y la producción de leche, pero se obtiene un ordeño más satisfactorio cuando

el diámetro es menor de 2,4 cm. La velocidad del flujo de la leche se incrementa cuando las vacas aumentan su nivel de producción. No obstante, a medida que la lactancia avanza se observa una disminución en la velocidad del flujo de la leche, lo mismo ocurre cuando las vacas tienen pezones muy largos y anchos. La producción de la leche es baja en vacas que tienen pezones en forma de botella y es más alta en vacas con pezones cilíndricos y en forma de embudo (Tilki *et al.*, 2005). La velocidad de eyección de la leche depende de la presión acumulada dentro de la glándula mamaria. Así, mayores cantidades de leche almacenadas en la ubre aumenta la presión intramamaria, con el consiguiente aumento de la velocidad de bajada de la leche (Dukes, 1996).

Las vacas lecheras almacenan en la cisterna menos del 30% del volumen total producido luego de un intervalo de ordeño normal (Ayadi *et al.*, 2003). La sustracción de leche desde los alveolos mamarios requiere una adecuada estimulación, cuando las terminales nerviosas del pezón son estimuladas físicamente por el ternero o la máquina de ordeño, se desencadena un reflejo neuroendocrino y la oxitocina es liberada al torrente sanguíneo desde la hipófisis. La oxitocina, estimula la contracción de las células mioepiteliales que rodean los alveolos provocando la eyección de leche hacia los reservorios (Dijkman, 1989; Ariztia *et al.*, 2007), para luego ser removida mediante presión negativa del ternero, el ordeñador o la máquina de ordeño. Se ha propuesto que las vacas también pueden desarrollar un reflejo condicionado durante el ordeño con un aumento en la secreción de oxitocina asociada a estímulos tales como sonidos, objetos y la presencia de terneros, el balido del ternero también es un importante estímulo auditivo y puede desencadenar la liberación de oxitocina (Dijkman, 1989).

Para que exista una eficiente remoción de leche desde la ubre, es necesario que los niveles de oxitocina se mantengan altos desde el comienzo hasta el final del ordeño. Una correcta estimulación de la teta durante el pre-ordeño genera una eyección de leche desde los alveolos a partir del comienzo del ordeño, de lo contrario, se produce una interrupción del flujo entre la sustracción

de leche de la cisterna y la eyección de la leche desde los alveolos, generándose un flujo de tipo bimodal (Bruckmaier y Blum, 1998).

Hurley (2002), menciona que la estimulación táctil del pezón no es esencial para la liberación de oxitocina y la consiguiente eyección de la leche, aproximadamente el 38% de las vacas liberan oxitocina por efectos visuales y auditivos. El reflejo de eyección de leche es instintivo y no puede ser controlado por el animal. Las principales alteraciones en la eyección de la leche pueden ser de tipo central (la oxitocina no es liberada desde la hipófisis) o de tipo periférico (la oxitocina es secretada pero no produce efecto sobre la glándula mamaria) (Costa & Reinemann, 2004).

La máquina y la rutina de ordeño, y el propio animal, son factores relacionados directamente con el flujo de leche. Existe gran influencia respecto a la técnica de ordeño y el nivel de vacío de la máquina. Un vacío superior al especificado supone un aumento en el flujo de la leche, pero irrita el recubrimiento del pezón. El nivel de producción y la sanidad de la ubre son los factores más importantes relacionados con el propio animal (Duda, 1996; Fernandez *et al.*, 2000). Los animales con alta producción también tienen una mayor presión intramamaria, lo que afecta el grado de apertura del esfínter y nivel de secreción hormonal, y al estado general de la vaca. Las vacas con canales del pezón más amplios, requieren también una menor manipulación, por tanto tienen mayor velocidad. Por el contrario, esta mayor apertura del esfínter del pezón, trae consigo una mayor facilidad para la entrada de patógenos, lo que supone un mayor riesgo de mastitis (Boettcher *et al.*, 1998).

Uno de los principales problemas es cómo medir el flujo de ordeño. Smith *et al.*, (1974) concluyeron que el flujo máximo (tasa máxima) es una medida biológicamente más significativa, mientras que el tiempo total de ordeño puede ser más útil para la valoración económica.

## 2.5 CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA.

La conductividad eléctrica (CE) es la capacidad que tiene una solución para conducir la corriente eléctrica, y va a depender de la naturaleza del material, de la concentración y movilidad de los iones, por lo tanto, la medición de la CE se afecta directamente por la cantidad de iones disueltos y se incrementa conforme la cantidad y movilidad de los iones aumenta. La CE de la leche va a depender en más del 60% de su contenido de sales disueltas (Schulz & Sydow, 1957).

La CE es un rasgo indicador de salud y para mantener la salud de la ubre es importante una velocidad de ordeño moderada (Samaraweera *et al.*, 2019). La CE se ha utilizado como un rasgo indirecto para reflejar la incidencia de la mastitis (Norberg, 2005). El ordeño rápido se asocia con un canal del pezón más ancho, lo que podría conducir a la entrada de patógenos y un aumento de la puntuación de CCS (Carlström *et al.*, 2013).

La CE de la leche se define como un indicador de la salud de la ubre. Es una información de bajo coste y fácil de registrar información en los rebaños lecheros con sistemas de ordeño automático. Por lo tanto, la CE podría ser útil no sólo para el manejo de las vacas lecheras sino también para la selección de vacas lecheras. La alta correlación entre los valores de cría para CCS y CE es prometedora para mejorar la resistencia a la mastitis y la capacidad funcional de las vacas lecheras. El valor de la CE depende de la concentración de aniones y cationes en la leche. La concentración de  $\text{Na}^+$  y  $\text{Cl}^-$  aumenta en la leche producida bajo la enfermedad de la mastitis; por lo tanto, la leche de las vacas con mastitis típicamente muestra una CE más alta en comparación con la leche de las vacas sanas (Kitchen, 1981). La CE aumenta y disminuye al principio y al final de la lactación, cuando las vacas son más susceptibles a las infecciones. Las vacas muestran un aumento de la CE cuando tiene mastitis, y el aumento suele producirse 1 o 2 días antes de que la vaca reciba un tratamiento, por lo tanto, el control de la CE de la leche se ha propuesto como una herramienta para controlar la salud de la ubre en las vacas lecheras (Norberg *et al.*, 2004).

Con la tecnología actual como los sistemas de ordeño automático, la CE puede medirse de forma barata y sencilla. Los registros de la CE están disponibles en pocos segundos después del ordeño, por lo que la información sobre la CE es útil para la detección temprana de la mastitis. Además de utilizar la CE como herramienta de gestión, es posible utilizarla como indicador de resistencia a la mastitis en un índice de salud de la ubre para la mejora genética del ganado lechero (Norberg *et al.*, 2004).

### **2.5.1 Variables de la conductividad eléctrica.**

#### **2.5.1.1. Variables del propio animal.**

La CE varía entre cada vaca y es menor en los cuartos infectados que en los no afectados por alguna patología, la CE también puede variar según la fase de ordeño (Shoshani & Berman, 1998). No se ha encontrado relación entre el conteo celular somático (CCS) y la CE en las glándulas sanas del mismo animal, la CE es similar en todas las glándulas. La mayor fuente de variación de la CE en una granja, es entre animales (Hamman & Zecconi, 1998).

#### **2.5.1.2. Etapa de lactación.**

Los iones de la leche conducen la electricidad y se influyen moderadamente por los componentes de la leche como las proteínas, la grasa y la lactosa, de tal manera que cualquier cambio en la concentración de iones se reflejará un cambio en la CE. Las alteraciones hormonales, la disminución de la presión intramamaria, la capacidad de la sangre y la reducción del sellado del epitelio secretor debido a los cambios en la composición durante la lactación. Sin embargo, la presión osmótica mantiene un balance constante de sales. Debido a las alteraciones producidas en las uniones impermeables, se ejercen cambios en la concentración de sales al inicio y al terminar la lactación (Hamman & Zecconi, 1998; Roca, 2017). Sin embargo, Ying *et al.* (2002) encontraron que la CE aumentaba según avanzaba la lactación.

El número de parto no tiene influencia la CE, siempre que se encuentre libre de infección (Hamman & Zecconi, 1998). Linzell & Peaker (1971), encontraron que al final de la gestación, la barrera celular que separa y el

intersticio se debilita, lo que provoca mayor difusión pasiva de iones  $\text{Na}^+$  y  $\text{Cl}^-$  hacia la leche, a favor del gradiente de concentración, lo que aumenta la CE (Roca, 2017).

Zecconi *et al.* (2004) encontraron que la producción de leche y la CE cambian significativamente al menos un día antes de la presentación de la mastitis clínica.

El celo y la mastitis aumentan la CE, y se diferencian por la cantidad de glándulas afectadas. El celo puede afectar a todas las glándulas mamarias, aumentar la temperatura, descender la producción y la ingesta; mientras que la mastitis puede afectar a una o a todas las glándulas, aumentar la temperatura y disminuir la producción de cada glándula infectada (Linzell *et al.*, 1974; Maatje *et al.*, 1997; Roca, 2017). Lansberger *et al.*, (1994) observaron que en las vacas en las que se les detecta incremento de la CE en todos los cuartos, se encontraban en estro o tenían alguna glándula infectada de mastitis que dañaba a las colaterales (Lansberger *et al.*, 1994).

### **2.5.1.3. Composición de la leche.**

La grasa es uno de los factores que afectan la CE, ya que la grasa modula la medida de la conductividad del electrolito base y contribuye a cambios en las medidas de CE durante el ordeño. Los glóbulos de grasa, incrementan la distancia real en la migración de iones entre el tamaño de glóbulo graso y la CE. La presencia de grasa reduce la CE proporcionalmente al 1.5% de “fuerza” iónica de la fracción de volumen de grasa libre presente (Prentice, 1962; Linzell *et al.*, 1974; Roca, 2017). Muccchetti *et al.* (1994) encontraron que la grasa disminuye la Ce en leche en un 10% de su valor total.

Según Roca (2017), la proteína afecta la CE porque impide la migración de iones. Sin embargo, otros autores no han encontrado correlaciones significativas entre en porcentaje de proteína y la CE (Woolford *et al.*, 1998; Das & Singh, 2000; Roca, 2017).

La lactosa es el componente más importante en la regulación osmótica.

Hay una relación inversamente proporcional entre la presión osmótica y la concentración del ion cloruro (Hamann & Zeconni, 1998). La mastitis disminuye la síntesis de la lactosa, lo que ocasiona un aumento en la concentración de iones de sodio y cloruro (Roca, 2017). Bansal *et al.* (2005) encontraron una correlación negativa entre la CE y la lactosa con valores de -0.62 y -0.66.

El ácido láctico y las sales son conductores, su presencia incrementa la CE (Roca, 2017). La observación de los cambios de la CE concede conocer el desarrollo de bacterias productoras de ácido láctico, lo que permite la evaluación de los componentes durante la acidificación de la leche (Mucchetti *et al.*, 1994).

La CE se afecta principalmente por las sales inorgánicas disociadas, más del 60% de la variación se da por lo iones de  $\text{Cl}^-$ ,  $\text{Na}^+$  y  $\text{K}^+$  (Hamann y Zeconni, 1998). De tal forma que, Fernando *et al.* (1985) encontraron una correlación lineal positiva de 0.84 entre la CE y el ion  $\text{Na}^+$ , y una correlación negativa con el  $\text{K}^+$  de -0.37.

## **2.6 MANEJO Y SISTEMA DE ORDEÑO.**

### **2.6.1 Sistema de ordeño robotizado DeLaval.**

Los sistemas de ordeño automatizado (AMS por sus siglas en inglés, Automatic Milking System), otorgan un método para aliviar al granjero de una rutina de trabajo intensivo (Reinemann & Smith, 2001). Los AMS ofrecen diferentes ventajas: la primera, es la reducción en la interacción humana, con lo que obtendrá ahorro de dinero; la segunda, es el aumento de leche, ya que en estos sistemas la vaca suele ser ordeñada 2.7 veces al día, lo que puede aumentar la producción de leche de un 3 a un 11%, con respecto a la producción normal de dos ordeños al día, y que la vaca puede ser ordeñada a cualquier hora del día (Dijkhuizen *et al.*, 1997; Baines, 2002; De Koning *et al.*, 2002). Con un aumento de la producción, gracias a un ordeño más frecuente, la concentración de grasa láctea es ligeramente inferior a la obtenida con el ordeño tradicional, que se lleva a cabo dos veces al día (Klungel *et al.*, 2000; Shoshani & Chaffer, 2002).

Otra ventaja que tiene el AMS, es la capacidad de registrar los

parámetros de las vacas en cada ordeño, los sensores no sólo registran la identificación de la vaca, también registran la producción de leche, flujo de leche (de cada cuarto), recuento de células somáticas y el intervalo entre ordeño. Todos estos datos pueden ser utilizados para hacer conclusiones sobre el rebaño, para el control de la salud y para llevar a cabo mejores prácticas de reproducción (Rinel, 2013).

Los AMS también tienen desventajas (Klungel *et al.*, 2000; Rots *et al.*, 2003; Carnero, 2006; De Koning, 2010; Serrano, 2016):

- Requiere una gran cantidad de inversión inicial, el costo del equipo suele ser de dos a tres veces mayor que el que se requiere para una sala de ordeño tradicional, y otra desventaja potencial es la calidad de la leche.
- La calidad de la leche se puede reducir en algunos casos, el bienestar y la salud pueden verse comprometidos debido a una observación más esporádica de las vacas, en estos casos es más difícil implementar un sistema basado en pastos y puede causar problemas con el tráfico de vacas.
- La dependencia de la conformación de la ubre para que la vaca sea apta para el ordeño.
- La cantidad máxima de vacas por robot es de 60 a 90 vacas al día.

El AMS se basa en la asistencia voluntaria de las vacas a ser ordeñadas por el robot, el principal motivo para que la vaca visite el robot es el suministro de concentrado, ya que todos los robots están equipados con distribuidores automáticos de concentrado (De Koning *et al.*, 2002). Las vacas necesitan motivaciones para visitar voluntariamente el establo de ordeño, ser ordeñada se considera como una motivación débil y varía mucho entre vacas, sin embargo, comer se considera como un fuerte estímulo, es por ello que existe un comedero de concentrado en el lugar de ordeño (Prescott *et al.*, 1998).

## 2.7 ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS GENÉTICOS

Con el fin de mitigar los bajos índices productivos del ganado lechero y alterar la frecuencia deseable de genes en una población, se emplean programas de evaluación y mejoramiento genético animal. Estos programas determinan la proporción de la variación de características debidas a efectos genéticos y son los pilares fundamentales de las explotaciones ganaderas (OSSA *et al.*, 2008; Galeano & Manrique, 2010).

La eficiencia de un programa de mejoramiento genético de cualquier especie depende de la variabilidad genética, presente en el acervo genético y la herencia de las características a mejorar, ya que ello es fundamental para realizar cambios significativos y atributos favorables (Araméndiz-Tatis *et al.*, 2014). La variación presente en un carácter métrico, se expresa como la varianza fenotípica, cuyos componentes corresponden a la varianza genotípica, que es la varianza de los valores genotípicos, y se origina por las diferencias que existen entre genotipos, por lo que a mayor número de loci segregantes, mayor número de genotipos presentes en la población, y la varianza ambiental que representa las desviaciones ambientales (Molina, 1992; Araméndiz-Tatis *et al.*, 2014).

El conocimiento de los parámetros genéticos es necesario para estimar los valores genéticos, combinar características en índices de selección, predecir la respuesta a la selección y permite la utilización de la variabilidad en la mejora genética. Las evaluaciones genéticas permiten la identificación de los animales con mayor potencial genético para las características de interés. (Bolívar *et al.*, 2012).

Los parámetros genéticos con los que se establecen los programas de mejoramiento animal son: heredabilidad ( $h^2$ ), repetibilidad ( $r^2$ ) y correlaciones genéticas ( $r_G$ ). Constituyen las herramientas utilizadas para obtener respuestas directas y correlacionadas de selección, elaboración de índices de selección y predicción de los valores genéticos, reconociendo a los animales sobresalientes, capaces de producir y transmitir su potencial a su descendencia (De Lira *et al.*, 2008). La  $h^2$  determina el coeficiente de varianza genética aditiva sobre la

varianza fenotípica, mientras que la  $r^2$  es la correlación existente entre medidas repetibles de una misma característica, por su parte, una  $r_G$  cuantifica el grado de asociación que existe entre características a mejorar. (Falconer, 1980; Galeano & Manrique, 2010). La selección dentro de una población de tamaño finito da lugar inevitablemente a un aumento de la relación genética entre los individuos de la población (Falconer, 1981).

Gjedrem *et al.* (2012) resaltan que, en todo programa de mejora genética, se tiene como finalidad manipular la frecuencia génica de los caracteres importantes de producción, teniendo en cuenta que, la mayoría, son cuantitativos y que muestran una variación hereditaria poblacional, debida a la segregación de varios genes, cuya expresión puede ser modificada por acción del medio, conllevando a que la relación entre fenotipo y genotipo no sea perfecta, es decir, como dos individuos con genotipos idénticos pueden tener fenotipos distintos; asimismo, la igualdad fenotípica no implica igualdad genética. Por dichas razones, según Bernal & Gallego (2016) es indispensable estimar, por medio de la  $h^2$ , en qué medida la varianza fenotípica corresponde a la varianza, debida a los genes, de qué forma se relacionan los caracteres por medio de  $r_G$  y su evolución respecto con la edad de los animales. Dichos componentes son parámetros genéticos que, basados en medidas familiares o fenotípicas individuales, determinan la respuesta a la selección, establecen la estrategia a ser usada en el mejoramiento de los caracteres y son esenciales para la construcción exitosa de decisiones en la selección y programas de mejoramiento genético (Bernal-Buitrago *et al.*, 2019).

Para estimar el valor genético de los animales, se utiliza el modelo animal, que hace uso de la información de animales emparentados. Este método requiere de un número elevado de animales, para estimar con precisión los valores de cría. Es necesario que los animales se mantenga bajo el mismo ambiente, así se puede descomponer los componentes genéticos y ambientales que afectan al fenotipo. El modelo animal es un modelo genético estadístico que combina la información de animales emparentados para lograr un valor de cría más preciso (Oldenbroek & Van der Waaij, 2015).

Fisher (1919) estableció las bases para el modelo infitesimal, y se ocupó de las consecuencias de la herencia mendeliana a nivel fenotípico, planteando el siguiente modelo:

$$\text{Observación} = \text{valor genético} + \text{residual}$$

Y obtuvo un precursor del análisis de varianza al proponer una partición de la varianza genética en componentes aditivos y de dominancia. Wright (1921, citado en Dipaloke *et al.*, 2016) utilizó un método que consistía en describir un sistema de correlaciones mediante modelos lineales de efectos estandarizados, modelo que ya no se utiliza más que para salones de clase.

Las observaciones que sirven como base para las estimaciones genéticas pueden ser de carácter cualitativo o cuantitativo. Un carácter es cualitativo cuando se debe a la acción de uno o más genes y las diferencias alélicas producen fenotipos diferentes con poco influencia ambiental, mientras que un carácter es cuantitativo cuando la variación observada se debe a la segregación de muchos genes polimórficos. El fenotipo se divide en genotipo y ambiente, la suma de estos efectos indica que lo que se analiza no solo es el valor del genotipo sino la influencia del ambiente sobre los distintos genotipos (Ordás & Malvar, sf).

Las características relacionadas con la conformación de la ubre, tamaño de cuerpo y la angularidad, son las que se han incluido en los programas de selección, lo que ha alterado la apariencia y funciones fisiológicas de las vacas. La intensidad de selección ha provocado un rápido aumento de las relaciones genéticas entre los animales (Hansen, 2000).

En el valor observado, también conocido como valor fenotípico (F) o mérito individual, se mide el carácter en un individuo, es decir, su rendimiento en relación con determinado carácter y con respecto a su población. Se divide en sus partes componentes, que son: el valor genotípico (G) y el ambiente (M). Se expresa de la siguiente forma:

$$F = G \pm M$$

El modelo genético básico para los caracteres cuantitativos se representa de la siguiente ecuación:

$$F = \mu + G + M$$

En donde  $F$  es el valor fenotípico,  $G$  el valor genotípico,  $M$  es el efecto ambiental, y  $\mu$  es la media poblacional o promedio de los valores fenotípicos (Genghini *et al.*, 2002).

En la estimación de los parámetros genéticos que determinan la herencia de los caracteres es, en general, necesario el uso de modelos lineales. La calidad de cualquier análisis estadístico depende de la calidad del modelo propuesto para describir los datos (Blasco, s.f.). El análisis multivariado mediante el modelo animal se ha recomendado para realizar evaluaciones genéticas animales, ya que pueden mejorar la exactitud de la evaluación, y consecuentemente la respuesta de selección (Henderson & Quaas, 1976; Ramírez-Valverde *et al.*, 2006).

Fisher (1925, citado en Edwards, 2005) creó el procedimiento de máxima verosimilitud, y es aplicado por primera vez al modelo mixto general por Hartley y Rao (1967). Al calcularse la covarianza, el principio fundamental toma en consideración que la varianza entre individuos diferentes dentro de grupos es igual a la covarianza entre grupos (Kempthorne, 1970).

Un objetivo del análisis de modelos mixtos, es el de estimar las varianzas de cada uno de los efectos aleatorios, conocidas como componentes de varianza y covarianza (Corbeil & Searle, 1976; Harville, 1977). La metodología permite analizar eficientemente los datos de experimentos con medidas repetidas, mediante el modelaje de la estructura de covarianzas, que considera las correlaciones entre medidas repetidas y la presencia de varianzas heterogéneas (Vallejo *et al.* 2010; Bandera & Pérez, 2018). Los análisis de modelos mixtos se aplican particularmente a investigaciones que implican factores con pocos niveles, que pueden ser controlados (efectos fijos), así como, a factores que están fuera de nuestro control (efectos aleatorios) (Edward *et al.* 2012).

Los datos a analizar se recogen en un vector de observaciones, que se consideran como un vector aleatorio conceptualmente muestreado de una población infinita de vectores de la misma longitud. En un modelo, los elementos que se consideran para explicar los datos observados se llaman “factores”, que a su vez pueden ser de naturaleza discreta o continua. En un análisis tradicional no bayesiano de los datos es necesario distinguir entre factores fijos y aleatorios. Los factores fijos son aquellos en que las clases o niveles de los mismos comprenden todos los niveles de interés, que podrían ser observados, y en general el número de clases es pequeño. Los niveles de los factores aleatorios se consideran como muestras de una población de niveles (Blasco, s.f.).

Los modelos lineales son los que consideran factores que afectan aditivamente a las observaciones, y exige la consideración de tres elementos; 1) la ecuación, 2) las esperanzas y matrices de varianzas-covarianzas de los efectos aleatorios, y 3) la especificación de las hipótesis, restricciones e imitaciones (Blasco, s.f.). En términos matriciales el modelo lineal mixto se presenta como (Cadena & Castillo, 2000):

$$y = X\alpha + Z\beta + e$$

Donde  $\alpha$  es un vector ( $p \times 1$ ) de parámetros desconocidos de efectos fijos,  $X$  es una matriz ( $n \times p$ ) conocida,  $\beta$  es un vector ( $q \times 1$ ) de efectos aleatorios,  $Z$  es una matriz ( $n \times q$ ) de incidencias, y  $e$  es un vector ( $n \times 1$ ) de errores aleatorios. El objetivo de estos modelos es hacer inferencias estadísticas acerca de los parámetros fijos y de las varianzas de las variables aleatorias (Cadena & Castillo, 2000).

La manera de conocer la variación continua de una población es analizando su varianza y particionándola en sus componentes. La varianza fenotípica ( $\sigma_p^2$ ) de un rasgo cuantitativo, es la suma de varianza genética ( $\sigma_G^2$ ), la varianza ambiental ( $\sigma_E^2$ ) y la interacción entre ambos componentes de varianza o covarianza ( $2Cov_{GE}$ ) (Cadena & Castillo, 2000):

$$\sigma_p^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2 + 2Cov_{GE}$$

Donde  $\sigma_P^2$  es la varianza fenotípica de la variable observable,  $\sigma_G^2$  es la varianza genética aditiva de los individuos y  $\sigma_E^2$  es la varianza de los efectos ambientales a que han estado expuestos los individuos. Normalmente se asume que los componentes genéticos y ambientales son independientes entre sí, o sea, se asume que  $2Cov_{GE} = 0$ . (Castañeda & Rodríguez *et al.*, 2018):

$$\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2$$

La varianza genética es el parámetro de mayor interés. Es la suma de la varianza genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ), la varianza genética de dominancia ( $\sigma_D^2$ ) y la varianza genética epistática ( $\sigma_I^2$ ).

$$\sigma_G^2 = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_I^2$$

Existen diversos métodos estadísticos para estimar los componentes de varianza, con diferentes propiedades teóricas y de implementación. El más básico corresponde al análisis de varianza (ANOVA). En el caso de estructuras complejas, se utilizan el método de máxima verosimilitud restringida REML (Restricted Maximum Likelihood) (Gutierrez & Ipinza, 2000).

## Heredabilidad

De las principales aplicaciones de los componentes de varianza, es la estimación de la heredabilidad. Es importante determinar en qué grado las variables sujetas a mejoramiento pueden ser transmisibles, o sea, el nivel de control genético. La heredabilidad indica en qué grado el fenotipo está condicionado por las características genéticas, que se define como la proporción de variación genética con relación a la variación fenotípica total (Gutiérrez & Ipinza, 2000). La heredabilidad se puede expresar de dos formas: en sentido amplio ( $H^2$ ), y en sentido restringido ( $h^2$ ).

Se define como  $H^2$  a la fracción de la varianza fenotípica que se explica por la varianza genética total ( $\sigma_G^2$ ), mientras que la  $h^2$  es la fracción de la varianza fenotípica que se explica por la varianza genética aditiva ( $\sigma_A^2$ ) (Castañeda & Rodríguez, 2018):

$$\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2 = \sigma_A^2 + \sigma_{PE}^2 + \sigma_e^2$$

$$H^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_P^2} \text{ y}$$

$$h^2 = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_P^2}$$

En donde:

- $\sigma_P^2$ : Varianza fenotípica.
- $\sigma_G^2$ : Varianza genética.
- $\sigma_A^2$ : Varianza genética aditiva.
- $\sigma_e^2$ : Varianza residual.
- $\sigma_{PE}^2$ : Varianza ambiental permanente.

La heredabilidad indica el porcentaje de la variación fenotípica de un rasgo que está determinada por la varianza genética aditiva, o por diferencias genéticas aditivas entre los progenitores (Castañeda & Rodríguez, 2018).

### Correlación Genética

Al seleccionar una característica heredable, se obtiene una modificación de esta variable en la siguiente generación. Adicionalmente también se puede modificar otra variable asociada, sobre todo su existe una correlación positiva entre las mismas. Para las correlaciones genéticas, se deben utilizar los componentes genéticos de las covarianzas y desviaciones estándares (Gutiérrez & Ipinza, 2000):

$$r_{AB} = \sigma_{AB} / (\sigma_A \sigma_B)$$

En donde:

- $r_{AB}$  Correlación entre variable A y variable B
- $\sigma_{AB}$  Covarianza entre A y B
- $\sigma_A \sigma_B$  Desviación estándar de A y B

Existen diferentes métodos para estimar los valores genéticos, todos los métodos tratan a los efectos genéticos como fijos, excepto BLP (Best Linear Predictor) y BLUP (Best Linear Unbiased Prediction) que se basan en un modelo mixto constituido para efectos fijos y aleatorios (Henderson, 1984; Gutiérrez & Ipinza, 2000).

### **2.7.1 Máxima verosimilitud restringida (REML).**

En mejoramiento animal, los parámetros de dispersión son frecuentemente estimados utilizando la máxima verosimilitud restringida (Restricted Maximum Likelihood, REML), se sugiere que métodos máximo verosímiles tienen la habilidad de dar cuenta de algunas formas de selección, lo que los hace particularmente adecuados en mejoramiento genético. Los estimadores REML se obtienen maximizando la función de verosimilitud independiente de los efectos fijos (Thompson, 1962; Rothschild *et al.*, 1979; Gianola *et al.*, 1986; Patterson & Thompson, 1991; Van Tassell *et al.*, 1995).

El REML proviene de la comprensión de que el estimador de varianza dado por la máxima verosimilitud (ML) está sesgado. Un estimador es una aproximación de los parámetros del modelo. Con REML se busca asegurarse de que la función logarítmica de verosimilitud no contenga información sobre la media, y así poder optimizarla con respecto a los componentes de varianza y obtener un estimador de varianza insesgado (Oskolkov, 2020). El método REML supone normalidad, es iterativo y entrega siempre estimaciones no negativas de los componentes de varianza. Este método considera la pérdida de grados de libertad debido a los efectos fijos, entregando estimadores insesgados y de varianza mínima para datos balanceados (Mora *et al.*, 2007).

El método REML es un procedimiento ampliamente utilizado para estimar los componentes de varianza, y posterior a ello, buscar la solución a los modelos de efectos fijos y aleatorios con BLUE y BLUP, con observaciones fenotípicas con datos perdidos (Lu *et al.*, 1999).

La precisión de los estimadores REML de componentes de varianza aumenta conforme se incrementa el tamaño del conjunto de datos (Shaw, 1987). Los estimadores REML tienen la propiedad adicional de reducir en los análisis de la varianza de muchos estimadores, en los casos de datos balanceados se requiere de un algoritmo de cálculo que fue desarrollado y adaptado a la transformación de Hemmerle y Hartley (1973), lo que reduce los cálculos requeridos al tratar con matrices de igual orden de dimensión del espacio de parámetros (Romero, 2015).

Rodríguez (2003) menciona que el interés es estudiar el REML para campos aleatorios gaussianos al realizar inferencia y predicción de proceso espacial, se centra en las propiedades estadística de estimadores y de simulación, para investigar las propiedades de sesgo, varianza, error cuadrático medio y de los intervalos de confianza.

### **2.7.2. Mejor estimador lineal insesgado (BLUE).**

En la técnica del mejor estimador lineal insesgado (BLUE por sus siglas en inglés), la mejor estimación lineal insesgada de cada parámetro desconocido se construye como un promedio ponderado de todas las mediciones disponibles. Los coeficientes que multiplican las medidas en cada combinación lineal se determinan como aquellos que minimizan su varianza, bajo la restricción de una condición de normalización que asegura que esto representa una estimación insesgada del parámetro correspondiente (Valassi & Chierici, 2014). BLUE permite tener en cuenta las incertidumbres individuales y sus correlaciones. El método es insesgado por construcción si las verdaderas incertidumbres y sus correlaciones pueden presentar un sesgo si se utilizan estimaciones de incertidumbre en lugar de las verdaderas, en particular, si esas incertidumbres estimadas dependen de los valores medidos. En esos casos, una aplicación iterativa del método BLUE puede reducir el sesgo de la medición combinada (Lista, 2017).

En la técnica BLUE, la mejor estimación lineal insesgada de cada parámetro desconocido se construye como un promedio ponderado de todas las mediciones disponibles. Los coeficientes que multiplican las medidas en cada

combinación lineal se determinan como aquellos que minimizan su varianza, bajo la restricción de una condición de normalización que asegura que esto representa una estimación insesgada del parámetro correspondiente (Lyons *et al.*, 1988a; Valassi, 2003)

La aplicación del método de BLUE se puede estimar de la siguiente forma: primero, el BLUE debe ser una combinación lineal de las medidas disponibles, en segundo lugar, el BLUE debería ser un estimador insesgado, es decir, su valor esperado debería ser igual al valor verdadero del parámetro desconocido (Valassi & Chierici, 2014). Así pues, su valor esperado debería ser igual al valor que se usa para combinar estimaciones correlacionadas de una sola cantidad, esta fue propuesta por Lyons *et al.* (1988b). Suponiendo tener dos o más medidas  $x_1 \pm \sigma_1, \dots, x_n \pm \sigma_n$  del mismo  $x$  observable, conociendo sus incertidumbres gaussianas y sus correlaciones, un estimador lineal genérico de  $x$  puede escribirse como

$$\hat{x} = \sum_{i=1}^n x_i w_i$$

El estimador anterior es insesgado si la suma de los pesos es igual a uno. El estimador lineal insesgado que tiene la varianza más pequeña se puede determinar encontrando los pesos  $w_1, \dots, w_n$ , que minimizan el  $x^2$ , imponiendo la restricción

$$\sum_i w_i = 1: x^2 = (x_1 - \hat{x}, \dots, x_n - \hat{x}) C^{-1} \begin{pmatrix} x_1 - \hat{x} \\ \dots \\ x_n - \hat{x} \end{pmatrix}$$

En donde C es la matriz de covarianza de las  $n$  medidas.

En muchos ejemplos en donde se utiliza la técnica BLUE, las combinaciones están dominadas por incertidumbres sistemáticas, a menudo asumidas como completamente correlacionadas entre diferentes medidas (Valassi & Chierici, 2014)

### 2.7.3. Mejor predictor lineal insesgado (BLUP).

Los predictores del mérito genético se obtienen, primero, estimando la dispersión a través de REML y, posteriormente, estas estimaciones son utilizadas para obtener las soluciones BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) y BLUP (Best Linear Unbiased Predictor) de los efectos fijos y aleatorios, respectivamente. Sin embargo, no se toman en cuenta los errores de estimación de los parámetros de dispersión cuando se predicen los valores aditivos (Wang *et al.*, 1994; Jara & Birria, 1999).

A través del modelo lineal clásico de Gauss-Markov, se establece el modelo de efecto mixtos, y se aplica la técnica de multiplicadores de Lagrange para obtener los mejores predictores lineales (López *et al.*, 2007). Henderson *et al.* (1959) propusieron una solución para el problema de la predicción de los valores de cría, que es un modelo de efectos mixtos lineal (tanto univariado como multivariado), que sería el BLUP:

$$y = X\beta + Zu + e$$

En donde  $\beta$  es un efecto fijo, y  $u \sim N(0, G)$  y  $e \sim N(0, R)$  son vectores aleatorios no correlacionados;  $X$  y  $Z$  son matrices de incidencia, y  $G$  y  $R$  son matrices de varianza-covarianza, las cuales son funciones de parámetros de dispersión (conocidos). El vector de efectos aleatorios  $u$  puede incluir efectos de rebaño, valores de cría, desviaciones ambientales permanentes comunes a todos los registros del mismo animal. La densidad de  $u$  y  $y$  están dadas por:

$$p(u, y | \beta, G, R) \propto p(y | u, \beta, R) p(u | G) \\ \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(y - X\beta - Zu)' R^{-1} (y - X\beta - Zu) + u' G^{-1} u] \right\}$$

La maximización simultánea de la formula anterior, con respecto a  $\beta$  y  $u$  conduce a las ecuaciones de Henderson para el modelo mixto (MME-Mixed Model Equations):

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix}$$

Siendo  $\hat{a}$  y  $\hat{u}$  los estimadores de “máxima verosimilitud” de  $\beta$  y  $u$  respectivamente.  $\hat{a}$  será estimador de máxima verosimilitud de  $\beta$  bajo el supuesto de normalidad y si tanto  $G$  como  $R$  son conocidas, pero técnicamente  $u$  no puede “estimarse” por tratarse de un vector aleatorio.

Las propiedades evolutivas de conjuntos de rasgos fenotípicos en poblaciones exógamas se resumen mediante la matriz de varianza-covarianza genética aditiva  $G$ , que puede predecir la velocidad y la dirección de la evolución (Lande, 1979). Las estimaciones de la matriz  $G$  son un elemento esencial en una variedad de estadísticas evolutivas que cuantifican características, como la capacidad de una población para responder a la selección direccional en múltiples rasgos (Lande, 1979; Cheverud, 1996; Hansen & Houle, 2008). Primero se debe identificar un conjunto de matrices  $G$  consistente con la variación muestral de los datos originales, después, la variación muestral de las funciones de  $G$  se puede estimar aplicando la función a estas matrices muestrales (Houle & Meyer, 2015).

La estimación de la matriz  $G$  es generalmente exigente desde el punto de vista informático, ya que, el muestreo de datos puede consumir mucho tiempo (Houle & Meyer, 2015). El aumento de la estimación numérica bayesiana utilizando métodos de cadena de Markov Monte Carlo (MCMC), ha proporcionado una ruta general más simple para la evaluación de la incertidumbre en las características evolutivas (Hadfield, 2010; Gelman *et al.*, 2013; Houle & Meyer, 2015).

Meyer y Houle (2013), propusieron un método alternativo para muestrear matrices  $G$  completas basadas en la REML. Siempre que se mantenga la teoría de las muestras grandes, la distribución de los parámetros de  $G$  se aproximan a una distribución normal multivariante, con matriz de covarianza dada por la inversa de la matriz.

Cuando  $\beta$  es conocido,  $\hat{u}$  es el mejor predictor lineal, y, bajo un supuesto de normalidad,  $\hat{u}$  es el predictor que minimiza el error cuadrático medio u óptimo. En un contexto multivariado, cuando  $\beta$  es conocida, el predictor genera la evaluación de “índice de selección”. Es fácil demostrar que:

$$E(\hat{u}|u) = (Z'PZ + G^{-1})^{-1}Z'Pzu,$$

Donde  $P = I - X(X'X)^{-1}X'$ , esto indica que BLUP produce predicciones sesgadas de valores de cría *específicos*, aunque el sesgo desaparece a medida que aumenta la información de los animales.

Henderson (1963) descubrió que  $A^{-1}$  puede obtenerse directamente a partir de una lista de los progenitores de los animales. Esto permite usar todas las relaciones disponibles en la evaluación genética, lo cual produce inferencias más precisas sobre los valores genéticos y también permite la posibilidad de corregir sesgos, debido a que se desconocen muchas relaciones en análisis de componentes de varianza.

La metodología BLUP es utilizada ampliamente en la evaluación genética de reproductores, debido a las propiedades deseables que esta presenta, y se define como una función lineal de los datos que minimiza la varianza de los errores de predicción dentro de los predictores insesgados (Henderson, 1963; Jara & Birria, 1999). El BLUP representa la esperanza condicional de los efectos aleatorios dada a los datos observados, y es también un estimador Bayesiano (Piepho *et al.*, 2008).

Suponiendo un vector de las observaciones  $y$ , de orden  $nx1$ , el que se explica en el siguiente modelo lineal (Jara & Birria, 1999):

$$y = Xb + Za + e = W\beta + e$$

En donde  $b$  es un vector de parámetros desconocidos de dimensiones  $px1$ , y  $a$  es un vector de parámetros desconocidos de dimensión  $qx1$ . En donde  $X$  y  $Z$  son matrices de incidencia, y  $e$  es el vector de efectos residuales. Para la predicción del Mérito Genético se asumen efectos fijos y varianzas conocidas, el objetivo es predecir  $a$  desde  $y$ , asumiendo que  $b$ ,  $\sigma_e^2$ , y  $\sigma_a^2$ , son conocidos:

$$f(a|\sigma_e^2, \sigma_a^2, b, y)$$

De acuerdo con la teoría bayesiana, la función de densidad posterior, generada a partir de la función de verosimilitud y la función de densidad *a priori*, es:

$$f(a|\sigma_e^2, \sigma_a^2, b, y) \propto (y|\sigma_e^2, b, a) f(a|\sigma_a^2)$$

Si se asume que la distribución condicional de los datos  $y$ , tiene distribución multivariada normal:

$$y|b, a, R \sim MVN(W\beta, R)$$

$$f(y|\sigma_e^2, b, a) \propto (\sigma_e^2)^{-n/2} \exp[-(y - W\beta)'R^{-1}(y - W\beta)/2]$$

Entonces:

$$f(a|\sigma_e^2, \sigma_a^2, b, y) \propto (\sigma_e^2)^{-n/2} \exp[-(y - W\beta)'R^{-1}(y - W\beta)/2] \times (\sigma_a^2)^{-q/2} \exp[-a'A^{-1}a/2\sigma_a^2]$$

De esta forma, el promedio condicional  $\hat{a}$ , es:

$$\hat{a} = E(a|\sigma_e^2, \sigma_a^2, b, y) = (Z'R^{-1}Z + G^{-1})^{-1}Z'R^{-1}(y - Xb)$$

$$\hat{a} = C'V^{-1}(y - Xb)$$

Las que corresponden a las conocidas soluciones de índice de selección.

Los índices de selección dependen del conocimiento exacto del primer y segundo momento, lo cual, es irreal desde un punto de vista práctico (Gianola *et al.*, 1986).

### 2.7.3.1. BLUP para animales sin observaciones fenotípicas.

Los valores genéticos aditivos de animales sin observaciones fenotípicas se pueden predecir mediante sus relaciones con parientes con observaciones fenotípicas (Henderson, 1977). Este enfoque tiene una aplicación importante en la predicción genómica de individuos sin observaciones fenotípicas (Yang, 2019).

### 2.7.3.2. BLUP con registros repetidos.

"Registros repetidos" se refiere a dos o más observaciones por individuo. El modelo mixto con los registros repetidos a menudo se denomina "modelo de repetibilidad" que incluye un efecto aleatorio de "ambiente permanente" (PE, por sus siglas en inglés). Se supone que un efecto PE es un efecto de por vida y no es heredable. En las evaluaciones genéticas de ganado lechero, el efecto PE se incluye en el modelo mixto (Yang, 2019).

#### **2.7.4. Método de estimación de parámetros.**

En general, los parámetros se estiman mediante REML o métodos bayesianos en la metodología Markov Chain Monte Carlo (MCMC). En REML, los algoritmos actualmente en uso se basan en el algoritmo libre de derivadas (Graser *et al.*, 1987; Neumaier & Groenveld, 1998), el algoritmo EM o el algoritmo AI. En general, el uso de más derivadas conduce a una mayor estabilidad numérica del algoritmo (Misztal, 1994). Para los modelos de alta dimensión, los algoritmos DF y EM pueden requerir muchas rondas de iteración, mientras que el algoritmo AI suele requerir menos de 10 rondas antes de converger (Norbegr *et al.*, 2004).

El problema de establecer y factorizar las ecuaciones del modelo mixto puede eludirse cuando se utilizan métodos MCMC, como en el muestreo de Gibbs. Además, estos métodos basados en la estadística bayesiana, tienen la ventaja de incluir fácilmente el conocimiento previo en las estimaciones. El muestreador de Gibbs puede requerir muchas rondas de iteración para alcanzar la distribución posterior estacionaria, y puede requerir muchas rondas de iteración para garantizar estimaciones precisas, debido a las altas auto correlaciones entre muestras sucesivas (Raftery y Lewis, 1992). Por lo tanto, para las situaciones en las que es posible calcular ambos métodos, la cantidad de cálculo utilizando los métodos MCMC es a menudo mucho mayor utilizando el muestreo de Gibbs que cuando se utiliza el REML AI. Sin embargo, para conjuntos de datos grandes, los cálculos pueden realizarse al menos utilizando los métodos MCMC, debido a que los requisitos de memoria son mucho menores (Jensen, 2001).

Una alternativa a la estimación directa de los parámetros de los modelos RA, consiste en estimar la función de covarianza correspondiente a partir de las

estimaciones de modelos simples. La estrategia consiste en utilizar el MDP de rasgos múltiples en rasgos definidos para diferentes DIM a lo largo de la lactación. Dicho modelo contiene menos parámetros, y puede utilizarse en un conjunto de datos que contenga muchos más animales que cuando se aplica el modelo RA directamente. Las estimaciones resultantes pueden combinarse en una función de covarianza utilizando mínimos cuadrados generalizados o técnicas similares (Kirkpatrick *et al.*, 1990).

Si se utilizan métodos REML o MCMC para la estimación de parámetros directamente en el RR TDM, puede utilizarse para la comparación de modelos. Con REML es posible realizar comparaciones de cociente de verosimilitudes y compararlas con el estadístico chi-cuadrado adecuado (Jensen, 2001).

#### **2.7.4. Estimación de componentes de varianza.**

Para poder establecer programas de selección, es necesario contar con estimadores de componentes de varianza y covarianzas genéticas y fenotípicas, ya que ayuda a identificar la variación genética dentro de las fuentes de variación, por lo que es un auxiliar en la predicción de valores genéticos para cría, y ayudar a implementar programas para el mejoramiento de características de interés (Cadena & Castillo, 2000; Vega *et al.*, 2012; Toledo *et al.*, 2014).

Cuando se pretende mejorar un carácter cuantitativo, la selección no es efectiva si no se eliminan los efectos ambientales en la expresión del carácter (Méndez, 1970). El método de análisis de varianza para estimar componentes de varianza genética fue presentado por Searle *et al.* (1971), que consiste en igualar los cuadrados medios con la esperanza. El método puede dar lugar a estimaciones menores a cero, lo que puede ocurrir al ser falsas algunas de las suposiciones del análisis de varianza. Las estimas negativas de los componentes de varianza pueden deberse a un modelo inadecuado, muestreo inadecuado o técnicas experimentales inadecuadas (Hallauer & Miranda, 1981).

La cantidad de variación del genotipo se mide y expresa mediante la varianza. La varianza fenotípica se descompone en varianza genética y varianza

ambiental, a su vez, la varianza genética se descompone en varianza aditiva, de dominancia y de interacción epistática. Los componentes de varianza, permiten estimar la importancia relativa de los determinantes del fenotipo, sobre todo, del papel de la herencia frente al ambiente (Falconer, 1989; Bandera & Pérez, 2018).

Para calcular la  $r^2$  se considera la producción de leche en los diferentes periodos de la lactación como una medida repetida de la característica, teniendo como presunción la homogeneidad de varianzas genéticas y no genéticas a lo largo de la lactancia (Sarmiento *et al.*, 2006). La predicción de los valores de reproducción requiere el conocimiento de la magnitud de las covarianzas de los efectos aleatorios (efecto genético aditivo) en el modelo estadístico (Hofer, 1998).

La estimación de componentes de varianza se puede realizar por los métodos de ANOVA, estimación cuadrática insesgada de mínima varianza (MIVQUE), ML, y REML (Swallow & Monahan, 1984; Meyer, 1985). Los genetistas recurrieron a la máxima verosimilitud (ML – Maximum Likelihood), y supusieron normalidad para evitar problemas en la estimación.

La varianza fenotípica se descompone en varianza genética y varianza ambiental, a su vez, la varianza genética se descompone en varianza aditiva, de dominancia y de interacción epistática (Falconer, 1989). La varianza genotípica se origina por las diferencias que existen entre genotipos, por lo que mientras sea mayor el número de loci segregantes, mayor será el número de genotipos diferentes en la población. La varianza ambiental comprende la variación de origen no genético, y gran parte se encuentra fuera del control humano (Falconer, 1989; Molina, 1992). La interacción entre la genética y el ambiente se entiende como la medida que el fenotipo del genotipo cambia cuando pasa de un ambiente a otro. Lo que origina otro componente de varianza, la cual solo puede ser aislada y medida bajo circunstancias controladas, o sea que bajo condiciones normales, la varianza debida a la interacción se considera la parte de la varianza ambiental (Falconer, 1989; Sahagún, 1992)

La relación  $\sigma^2_A/\sigma^2_P$  muestra el grado en que la expresión del fenotipo está determinado por los genes transmitidos a la descendencia (Moreno-Maldonado *et al.*, 2002).

### 2.7.5. Análisis residual.

Considerando un modelo de regresión múltiple (Acuña, 2015):

$$Y = X\beta + e$$

Donde  $E(e) = 0$  y  $Var(e) = \sigma^2 I$ . Y que  $\hat{Y} = X\hat{\beta}$ , pero como  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ , se tiene que  $\hat{Y} = X(X'X)^{-1}X'Y = HY$ , ésta es la razón por la que a  $H$  se le llama matriz HAT (sombrero), ya que actúa como una transformación de  $Y$  a  $\hat{Y}$ .

El residual se puede definir como:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i, i = 1, 2, \dots, n$$

En donde  $y_i$  es una observación e  $i$  es el valor ajustado correspondiente. Dado que un residuo puede considerarse como la desviación entre los datos y el ajuste, también es una medida de la variabilidad de la variable de respuesta no explicada por el modelo de regresión. El análisis de los residuos es una forma eficaz de descubrir varios tipos de insuficiencias del modelo (Douglas *et al.* 2012).

Los residuos estudentizados utilizan  $MS_{Res}$  como la varianza del iésimo residuo,  $e_i$  es solo una aproximación. Se puede mejorar el escalado de los residuos dividiendo  $e_i$  por la desviación estándar exacta del iésimo residuo. Se puede el vector de residuos como (Douglas *et al.* 2012):

$$e = (I - H)y$$

En donde  $H = X(X'X)^{-1}X'$  es la matriz de estimación. La que tiene varias propiedades útiles. Es simétrica ( $H' = H$ ) e idempotente ( $HH = H$ ). Del mismo modo, la matriz  $I - H$  es simétrica e idempotente. Sustituyendo  $y = X\beta + \varepsilon$  es:

$$e = (I - H)(X\beta + \varepsilon) = X\beta - HX\beta + (I - H)\varepsilon$$

$$= X\beta - X(X'X)^{-1}X'X\beta + (I - H)\varepsilon = (I - H)\varepsilon$$

La matriz de covarianza residual es:

$$Var(e) = Var[(I - H)\varepsilon] = (I - H)Var(\varepsilon)(I - H)' = \sigma^2(I - H)$$

Ya que  $Var(\varepsilon) = \sigma^2$  y  $I - H$  es simétrica e idempotente. La matriz  $I - H$  es generalmente no diagonal, por lo que los residuos tienen diferentes varianzas y están correlacionadas. Para reducir el efecto de las varianzas de los residuales es más conveniente trabajar con versiones estandarizadas de ellos (Acuña, 2015), El residual estudentizado internamente se define por:

$$r_i^* = \frac{\hat{e}_i}{\sigma\sqrt{1 - h_{ii}}}$$

La covarianza de los residuales estudentizados es igual a:

$$\begin{aligned} Cov(r_i^*, r_j^*) &= Cov\left(\frac{\hat{e}_i}{\sigma\sqrt{1 - h_{ii}}}, \frac{\hat{e}_j}{\sigma\sqrt{1 - h_{jj}}}\right) = \frac{Cov(\hat{e}_i, \hat{e}_j)}{\sigma^2\sqrt{(1 - h_{ii})(1 - h_{jj})}} \\ &= \frac{h_{ij}}{\sqrt{(1 - h_{ii})(1 - h_{jj})}} \end{aligned}$$

### III. JUSTIFICACIÓN.

Debido a la creciente demanda en la producción de leche, es de gran importancia el uso de los programas de selección genética para las características relacionadas con la producción de leche. En la presente investigación se estiman los componentes de varianza para calcular los parámetros genéticos relacionados con la producción de leche y características como la CE y el flujo de leche medio y máximo, así como sus correlaciones y repetibilidad.

Lo que permitirá la selección de un hato uniforme, que podría significar en una reducción en el costo de producción.

Dirección General de Bibliotecas UQ

#### **IV. HIPÓTESIS**

El estudio de los parámetros relacionados con conductividad y flujo permitiría la eficiente selección de animales para mejorar la productividad del hato.

Dirección General de Bibliotecas UAQ

## V. OBJETIVOS

### 5.1. GENERAL

Estimar parámetros genéticos para características de volumen, flujo y conductividad de la leche en vacas Holstein, en un sistema de ordeño robotizado.

### 5.2. ESPECÍFICOS

- Medición del volumen, flujo y conductividad de la leche a lo largo del ordeño, etapa de la lactación y número de lactación.
- Análisis de la relación entre de leche y conductividad.
- Calcular componentes de varianza para flujo (kg/min) de la leche por cuarto, volúmenes de producción y volúmenes totales de producción.

## **VI. MATERIAL Y MÉTODOS.**

### **6.1. LOCALIZACIÓN.**

Se trabajó con en el Campo Agropecuario Experimental Gonzalo Río Arronte del Tecnológico de Monterrey Campus Querétaro (CAETEC), el trabajo se llevó en conjunto con el Centro Nacional de Investigación Disciplinaria en Fisiología y Mejoramiento Animal (CENID FyMA) del INIFAP.

Fue aprobado por el Comité de bioética de la Facultad de Ciencias Naturales de la Universidad Autónoma de Querétaro, con el número de oficio 21FCN2020.

### **6.2. MANEJO Y ALIMENTACIÓN.**

#### **6.2.1. Sistema de ordeño robotizado VMS.**

Se trabajó con un sistema de ordeño robotizado DeLaval VMS™ (por sus siglas en inglés, sistema de ordeño voluntario), el cual contaba con un módulo de ordeño que posee un brazo robótico que coloca una pezonera sin la necesidad de intervención humana. Se le conoce como un sistema de ordeño voluntario por que el animal puede acudir al ordeño al momento que quiera, sin embargo, se ha documentado que suelen asistir de 2 a 3 veces al día, para este sistema se ofrece alimento concentrado al momento del ordeño. Se empleó un tráfico semi-forzado. Estas salas son exclusivas para una vaca por ocasión.

Se le colocó un tag del lado izquierdo del cuello, por debajo del esófago, el cual mediante una señal inalámbrica daba acceso o negaba el ingreso a la sala de ordeño, esto tenía origen dependiendo la etapa de lactación en que se encuentre el animal, a menos días postparto el intervalo entre ordeño permitido eran de alrededor de 6 horas, permitiendo que la vaca ingrese a la sala de ordeño hasta 4 veces por día, conforme aumentaba la lactación las horas de acceso se alargaba, permitiendo que ingresaran 3 veces por día.

### **6.2.2. Alimentación.**

Se ofreció una dieta que incluía ensilaje de maíz, heno de avena, rastrojo de sorgo, maíz roado, semilla de algodón, pasta de soya, harina de canola, melaza, vitaminas y minerales.

La dieta mencionadas se ofreció “ad libitum” en el comedero y en el robot se les ofrece concentrado.

### **6.3. RECOPIACIÓN Y OBTENCIÓN DE LA INFORMACIÓN DE PRODUCCIÓN DEL HATO Y POR VACA.**

Se obtuvo la información del sistema DeLaval de 110 vacas con una o más lactaciones, de las cuales 63 eran de primera lactación (PL), 61 de segunda lactación (SL), 36 de tercera lactación (TL) y 14 de cuarta o más lactaciones (CL), de la producción de leche (PLe) total (por ordeño, por día y por lactación), de la conductividad eléctrica de la leche (CE), del flujo de leche medio (FMd) y del flujo de leche máximo (FMx).

Se recopilaron los registros diarios, obteniéndose de 1 a 4 registros por día. En el caso de la PLe, se sumó el total de producción por día. Para las características de CE, FMd y FMx, se promediaron por día, estos registros se realizaron por total (PLe) y por cuarto (cuarto delantero derecho, cuarto delantero izquierdo, cuarto trasero derecho y cuarto trasero izquierdo).

Para realizar la curva de lactación se sumó la PLe diaria, y posteriormente se promedió por semana. A pesar de que hay vacas que llegaron hasta la semana 70, se decidió realizar la gráfica solo 45 semanas, ya que el 77.82% de las vacas, terminaron lactación en este tiempo.

Para realizar el análisis para calcular los parámetros genéticos, la información se condensa de la siguiente forma; primero, se promediaron por cada día, después por cada cuarto, posteriormente por cada característica y finalmente por cada lactación, obteniendo un total de 174 observaciones para PLe, CE, FMd y FMx (Cuadro 1).

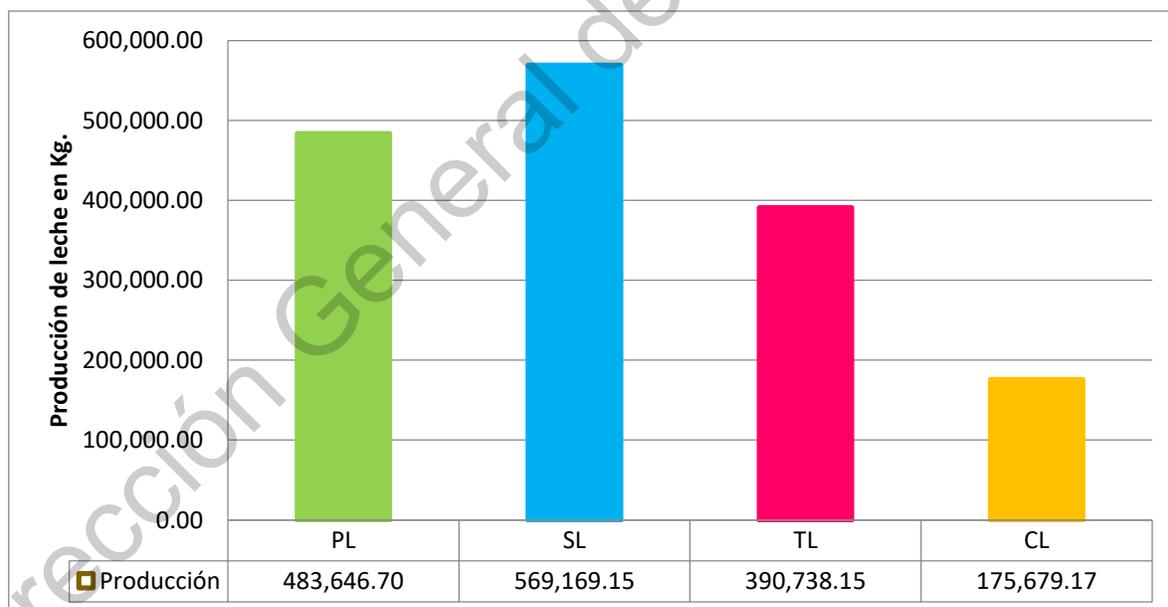
	<b>PLe</b>	<b>CE</b>	<b>FMd</b>	<b>FMx</b>
	<b>kg</b>	<b>mS/cm</b>	<b>kg/min</b>	<b>kg/min</b>
<b>Promedio</b>	44.68	4.79	1.18	1.66
<b>Mínimo</b>	2.66	3.65	0.32	0.70
<b>Máximo</b>	91.21	6.9	2.25	2.97

*Cuadro 1. Valores promedios, mínimos y máximos de las características de producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx).*

En el Cuadro 1 observamos los valores promedios, mínimos y máximos de las características de PLe, CE, FMd y FMx, para todas las lactaciones registradas en el estudio.

Con un total de 42,009 observaciones. Se consideraron lactaciones del año 2017, hasta el año 2020. Se obtuvo un total de 1, 619,233.17 kg de leche, en la Figura 2 se muestra la producción total por lactación.

*Figura 2. Producción total de leche medida en las diferentes lactaciones.*



*PL: primera lactación; SL: segunda lactación; TL: tercera lactación; CL: cuarta o más lactaciones.*

Se trabajó con la información de 110 vacas, se evaluaron los parámetros genéticos con la información del pedigrí, teniendo 100 vacas con información de sus ancestros, como se muestra en el Cuadro 2.

Vacas	Con Pedigrí	Sin Pedigrí	Madres	Padres	Abuelos	Abuelas
110	100	10	76	37	102	61

Cuadro 2. Información de la progenie de las vacas.

#### 6.4. MÉTODOS ESTADÍSTICOS Y ELECCIÓN DE MODELOS

Para estimar la heredabilidad se utilizó el algoritmo de máxima verosimilitud restringida (Mora & Arnhold, 2006). Para calcular los componentes de varianza genética aditiva, varianza del ambiente permanente y varianza residual se utilizó el estimador BLUE y el predictor BLUP (Gianola, 2001), los cuales suelen ser empleados para la evaluación genética en el ganado. Para cada una de las variables sujetas en esta investigación, se eliminaron los datos atípicos y extremos. Se utilizó el algoritmo incluido en el programa BLUPF90 (Miształ *et al.*, 2002) para realizar las estimaciones antes mencionadas.

Para la estimación de componentes de varianza y correlaciones genéticas de las características estudiadas, se planteó un modelo animal de regresión mixta, utilizándose el mismo modelo para todos los valores estimados (PL, FMd, FMx y CE, por lactación):

$$y = Xb + Zu + e$$

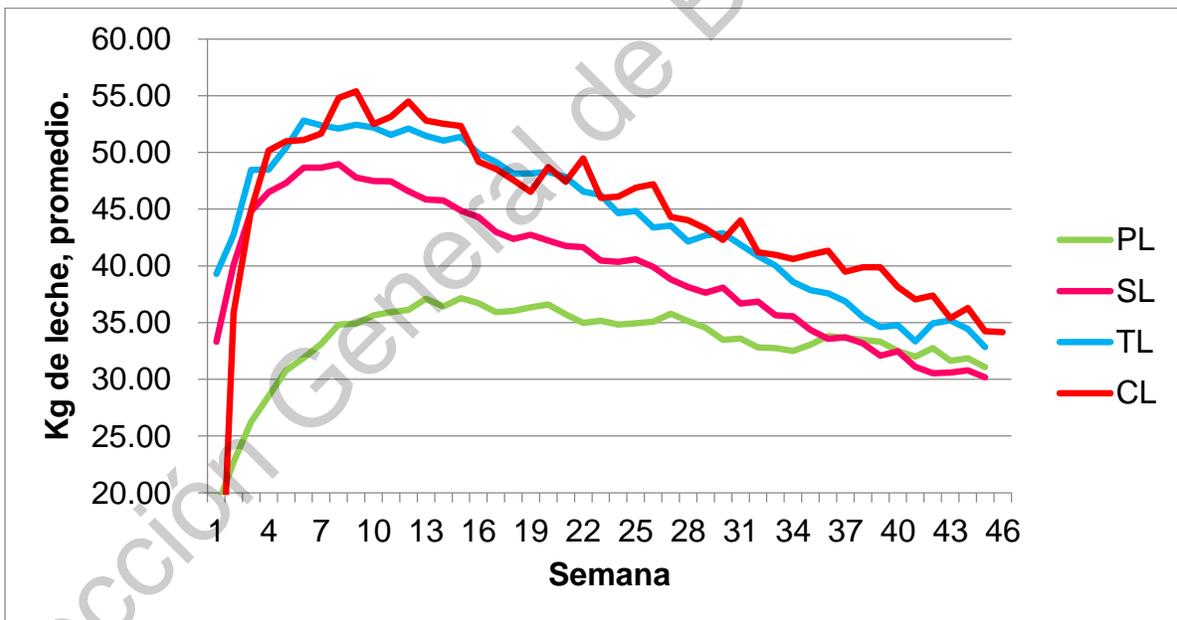
En donde  $y$  es el vector de observaciones para un par de características a la vez,  $b$  es un vector de efectos fijos (grupo contemporáneo y número de lactación),  $u$  es un vector de efectos aleatorios (animal y ambiente permanente),  $X$  y  $Z$ : son matrices de incidencia para los vectores  $b$  y  $u$  respectivamente.

## VII. RESULTADOS Y DISCUSIÓN.

Se obtuvo la información de 174 lactaciones, 63 de primer, 61 de segunda, 36 de tercera y 14 de cuarta o más lactaciones, por característica estudiada por cuarto (delantero izquierdo, delantero derecho, trasero izquierdo y trasero derecho).

En la Figura 3, podemos apreciar la producción de la leche, la cual se promedió por semana, de la primera lactación, segunda lactación, tercera lactación y cuarta o más lactaciones. Se puede observar claramente que la producción de leche a partir de la tercera lactación es mayor que en las producciones anteriores.

Figura 3. Curva de lactación durante el ciclo productivo, en todas las lactaciones.



PL: primera lactación, SL: segunda lactación, TL: tercera lactación, CL: cuarta o más lactaciones.

A través del periodo de lactación, las vacas presentan niveles de producción de leche variable, varios factores contribuyen a la variación de la expresión fenotípica, altamente dependientes de factores raciales y genéticos (Vargas & Ulloa 2008; Castillo-Umaña *et al.*, 2017). En la Figura 3, se observa un

comportamiento similar al reportado por varios autores (López, *et al.* 2014; Toca *et al.*, 2016; Castillo-Umaña *et al.*, 2017; Elahi *et al.*, 2018). Podemos observar un pico de producción inferior para el caso de la primera lactación, pero con una persistencia mayor. En el caso de la tercera y cuarta o más lactaciones, podemos apreciar un marcado pico de producción, así como un descenso rápido en la producción de leche.

Los componentes de varianza de la genética aditiva, del ambiente permanente y el residual, así como la heredabilidad ( $h^2$ ) y la repetibilidad ( $r^2$ ) para las características totales de producción de leche (PLe), conductividad eléctrica de la leche (CE) flujo medio de leche (FMd) y flujo máximo de leche (FMx) se presentan en el Cuadro 3.

	PLe	CE	FMd	FMx
$\sigma^2_A$	183.60	0.11	0.05495	0.06502
$\sigma^2_{FE}$	23.74	0.09866	0.08282	0.1088
$\sigma^2_e$	87.78	0.1292	0.02493	0.05189
$h^2$	0.62	0.44	0.33	0.28
$r^2$	0.70	0.48	0.84	0.77

Cuadro 3. Componentes de varianza genética aditiva, varianza del ambiente permanente y varianza residual, para producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx).

$\sigma^2_A$ : Varianza genética aditiva;  $\sigma^2_{PE}$ : Varianza del ambiente permanente;  $\sigma^2_e$ : Varianza residual;  $h^2$ : heredabilidad;  $r^2$ : repetibilidad.

De todas las medidas estimadas, la producción de leche tuvo la mayor  $h^2$  (0.62), la cifra es superior al rango estimado en ganado Holstein en México, con valores que van desde 0.13 hasta 0.57 (Toledo *et al.*, 2014). Lo que muestra que existe una fuerte relación entre los valores de cría y el valor fenotípico de los animales. Se considera que uno de los aspectos que influyó en este trabajo, sobre el valor estimado, fue causado por la variabilidad entre los registros diarios.

El valor estimado de  $h^2$  para CE de la leche fue medio-alto (0.44), superior a los estimados por Norberg *et al.*, (2004), Norberg *et al.*, (2006), Juozaitiene *et*

*al.*, (2015), y por Povinelli *et al.*, (2005), con rango de heredabilidad de 0.22 a 0.51. Lo que indica una fuerte relación entre el valor de cría y el valor fenotípico.

El valor estimado de  $h^2$  para FMd y FMx, fue medio-alto (0.33 y 0.28), valores inferiores a los estimados por Markos & Touchberry (1970), quienes calcularon una  $h^2$  0.50 para el flujo inicial de la leche, y de 0.54 para el flujo máximo de la leche (FMx). En este caso, el valor fenotípico de los animales no es tan buen indicador del valor de cría, como para la CE y la PLe.

	<b>PLe</b>	<b>CE</b>	<b>FMd</b>	<b>FMx</b>
<b>PLe</b>	1	-0.16690	-0.6117	-0.7666
<b>CE</b>		1	0.3546	0.5351
<b>FMd</b>			1	0.7422
<b>FMx</b>				1

*Cuadro 4. Correlaciones genéticas entre la producción de leche (PLe), conductividad eléctrica (CE), flujo medio de la leche (FMd) y flujo máximo de la leche (FMx).*

Observamos en el Cuadro 4 las estimaciones de correlaciones genéticas para las diferentes características medidas. Se estimaron correlaciones genéticas negativas altas para PLe y FMd (-0.6117), y para PLe y FMx (-0.7666), entretanto Samaraweera *et al.*, (2019) quienes midieron el flujo total de leche, estimaron una correlación genética media-alta y positiva para la PLe y FL, que van de un rango de 0.46 a 0.89, superior a lo estimado por Duda (1996), quien realizó evaluaciones en la noche y en la mañana, reportando entre 0.46 y 0.38, respectivamente. Lo que hace difícil la selección de vacas para estos rasgos (ya sea medio o máximo), ya que no se puede selección a la alta producción de leche buscando una mayor frecuencia de flujo de leche, pero si, si lo que se busca es disminuirlo.

En el estudio se estimó una correlación negativa baja para la PLe y CE de -0.1669, similar a lo reportado por Brazauskas *et al.* (2013), que fue de -0.124. Mientras que Samaraweera *et al.*, (2019), estimaron un rango desde -0.31 hasta 0.77, mientras que Neamt *et al.*, (2016) y Slyziene *et al.*, (2020) estimaron valores bajos y positivos, con un rango de 0.12 y 0.097, respectivamente. Lo que sugiere

que hay poca asociación genética entre estos caracteres, o sea, que los rasgos cambiarán casi independientemente el uno del otro.

Las correlaciones de FL fueron positivas altas, para el FMd con FMx (0.7422), por lo que es recomendable seleccionar vacas con un FMd alto, para obtener un FMx también alto. Duda (1996) estimó valores de correlación genética entre el FMd y FMx, con un rango de 0.92 para la mañana y de 0.90 para la noche. Por lo que es recomendable seleccionar vacas con FMd alto, para obtener un FMx también alto.

Se estimaron correlaciones genéticas para la CE, entre FMd fue de 0.3546, y entre FMx de 0.5351, que fueron valores superiores a los reportado por Slyziene *et al.*, (2020) de -0.003 para el flujo más alto de la leche y CE, y de -0.03 en la fase principal de ordeño y la CE. Por lo que al seleccionar según el mérito estimado en este trabajo, se puede seleccionar en base al flujo de la leche, ya sea medio o máximo, esperando que tenga influencia en la CE.

A través del período de lactación, las vacas presentan niveles de producción de leche variable, de tal forma, en el estudio se observó que la producción de leche es más elevada a partir de la tercera lactación y que las medidas a partir de la segunda lactación presentan mayor estabilidad.

## VIII. CONCLUSIONES

El análisis de la producción de leche bajo un modelo animal mostró valores elevados de heredabilidad y repetibilidad, pero valores negativos altos de correlaciones genéticas asociadas a la producción de leche.

Los presentes resultados nos indican que la selección de animales basada en el FMx en lugar del FMd, por el mayor índice de  $h^2$ , y de CE y FMX, dada la alta  $h^2$  y correlación genética entre estas dos características podrían considerarse rasgos útiles en esquemas de selección de vacas.

Los resultados obtenidos muestran que se esperan mejoras en el flujo de leche, al seleccionar CE y la selección actual para PLe ha empeorado el flujo de ordeño mientras mejora la CE. Por lo tanto, las estimaciones en este estudio son excelentes para utilizar estas características en un índice de selección.

## IX. BIBLIOGRAFÍA.

Acuña, E. (2015). *Regresión aplicada usando R*. Puerto Rico. Recinto Universitario de Mayaguez. Recuperado de <https://academic.uprm.edu/eacuna/acunaregresionbook.pdf>.

Akhtar, N., Thakuria, K. & Dos, D. (1999). Teat measurement and their relation with milk and yield in Swamp Buffaloes. *Indian Vet. J.* 76, 412-416. Recuperado de <https://www.semanticscholar.org/paper/TEAT-MEASUREMENTS-AND-THEIR-RELATION-WITH-MILK-IN-Akhtar-Thakuria/bac16b09a903df7e69c9d2f7f94d980cd60aab2c#paper-header>

Albuquerque, G. & Meyer, K. (2001). Estimates of direct and maternal genetic effects for weights from birth to 600 days of age in Nelore cattle. *J. Anim. Breeding Genet.* 118, 83-92. doi: 10.1046 / J.1439-0388.2001.00279.X.

Andrade, R., Caro, Z. & Porras, J. (2016). Efecto de la frecuencia de ordeño en la producción y comportamiento de vacas lecheras en lactancia. *Rev. Cient.* 26(1), 33-40. Recuperado de <http://www.saber.ula.ve/bitstream/handle/123456789/41763/art6.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Andrade, M., Espinoza, M., Rojas, A., Tirado, O., Salas, G. & Falcón, V. (2017). Mastitis bovina y su repercusión en la calidad de la leche. *REDVET.* 18(11), 1-16. Recuperado de <http://www.veterinaria.org/revistas/redvet/n111117.html>

Araméndiz-Tatis, H., Cardona-Ayala, C. & Correa-Álvarez, E. (2014). Parametros genéticos en Berenjena (*Solanum melongena* L.) *Rev. U.D.C.A. Act. & Div Cient.* 17(2), 361-369. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0123-42262014000200007&script=sci\\_abstract&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0123-42262014000200007&script=sci_abstract&tlng=es).

Ariztia, J., Pereira, C. & Roig, G. (2007). Efecto del amamantamiento restringido sobre la producción, composición y flujo de leche, la salud de la ubre, la

reproducción y la ganancia de peso de los terneros (Tesis doctoral, Universidad de la Republica). Recuperado de <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/handle/20.500.12008/19339>

Ayadi, M., Caja, G., Such, X. & Knight, C. (2003). Use of ultrasonography to estimate cistern size and milk storage at different milking intervals in the udder of dairy cows. *J Dairy Sci.* 70(1), 1-7. Recuperado de <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12617387/>

Baines, J. (20-22 de marzo de 2002). *Managing the change to a robotic milking system* [sesión de conferencia]. First North American Conference on Robotic Milking, Wageningen Pers, Wageningen the netherlands, Toronto, Canada.

Bandera, E. & Pérez, L. (2018). Los modelos lineales generalizados mixtos, su aplicación en el mejoramiento de plantas. *Cultivos Tropicales.* 39(1), 127-133. Recuperado de <http://ediciones.inca.edu.cu/index.php/ediciones/article/view/1437/pdf>

Bansal, B., Hamann, J., Grabowski, N. & Singh, K. (2005). Variation in the composition of selected milk fraction samples from healthy and mastitic quarters, and its significance for mastitis diagnosis. *J. Dairy Resh.* 72, 144-152. Recuperado de <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/15909679/>

Barrera, G. & Sánchez, C. (2003). Programa nacional estratégico de necesidades de investigación y de transferencia de tecnología. *SNITT.* SAGARPA. 205

Bassalik-Chabielska, L. (1978). *Teat shape of the udder, milkability and incidence of mastitis.* [Tesis doctoral] Institute of Genetic and Animal Breeding Mrokov.

Bavera, G. (1960). *Razas lecheras.* Montevideo, Uruguay. Recuperado de [http://www.produccion-animal.com.ar/produccion\\_bovina\\_de\\_leche/razas\\_lecheras/16-Capitulo\\_XIX-Razas\\_lecheras.pdf](http://www.produccion-animal.com.ar/produccion_bovina_de_leche/razas_lecheras/16-Capitulo_XIX-Razas_lecheras.pdf)

- Bernal-Buitrago, G., Valderrama, J., Monroy-Suárez, D., Manrique-Perdomo, C. & Medina-Robles, V. (2019). Parámetros genéticos para características de crecimiento, canal, calidad y espinas intramusculares de cachamablancas (*Piaractus brachipomus*). *Rev. UDCA. Act. & Div. Cient.* 22(1), 1-9. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0123-42262019000100307](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0123-42262019000100307)
- Bernal, F. & Gallego, F. (2016). Estimación de parámetros genéticos para peso y talla a diferentes edades en yamú, *Brycon amazonicus*. *Rev. UDCA Act. & Div. Cient.* 19(1), 123-130. doi: <https://doi.org/10.31910/rudca.v19.n1.2016.117>
- Blanco, M. (s.f.). Zootecnia de bovinos productores de leche. n/a. Recuperado de [https://fmvz.unam.mx/fmvz/p\\_estudios/apuntes\\_zoo/unidad\\_3\\_bovinosleche.pdf](https://fmvz.unam.mx/fmvz/p_estudios/apuntes_zoo/unidad_3_bovinosleche.pdf)
- Blasco, A. (s.f.). *Apuntes de genética cuantitativa*. n/a. n/a. Recuperado de <https://www.mastergr.upv.es/Asignaturas/Apuntes/06.%20Cuantitativa%2001/Libro%20cuantitativa.pdf>
- Boettcher, P., Dekkers, J. & Kolstad, B. (1998). Development of an Udder health index for sire selection based on somatic cell score, udder conformation, and milking speed. *J. Dairy Sci.* 81(4), 1157-1168. doi: 10.3168 / jds.S0022-0302 (98) 75678-4.
- Bolívar, D., Cerón, M., Ramírez, E., Agudelo, D., Cifuentes, T. & Tomás, S. (2012). Genetic parameters for growth traits of buffaloes (*Bubalus bubalis* Artiodactyla, Bovidae) in Colombia. *Rev. Colomb. Cienc. Pecu.* 25, 202-209. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0120-06902012000200005](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-06902012000200005)
- Brazauskas, A., Juozaitis, A., Stankevicius R., Jouzaitiene, V. & Zilaitis, V. (2013). The influence of pasturable and stall period diets of dairy cows on

the electrical conductivity of milk. *ResearchGate*. 100(4), 363-368. doi: 10.13080 / za.2013.100.046.

Bruckmaier, R. & Blum, J. (1998). Oxytocin release and milk removal in ruminants. *J. Dairy Sci.* 81(4), 939-949. doi: 10.3168/jds.S0022-0302(98)75654-1.

Cadena-Meneses, J. & Castillo-Morales, A. (2000). Una comparación de componentes de varianza mediante simulación. *Agrociencia*. 34(3), 343-352. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30234311>.

Campabadal, C. (1999). *Factores que afectan el contenido de sólidos de la leche*. [Trabajo universitario] Centro de Investigación en Nutrición Animal, Escuela de Zootecnia, Universidad de Costa Rica. Recuperado de <https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/nutrianimal/article/download/11103/10464/>

Carlström, C., Petterson, G., Johansson, K., Strandberg, E., Stålhammar, S. & Phillipsson, J. (2013). Feasibility of using automatic milking system data from commercial herds for genetic analysis of milkability. *J. Dairy Sci.* 96, 5324-5332. doi: [10.3168 / jds.2012-6221](https://doi.org/10.3168/jds.2012-6221)

Carnero, J. (2006). El sistema de ordeño robotizado. *MG Mundo Ganadero*. 17(189), 56-60. Recuperado de [https://www.mapa.gob.es/ministerio/pags/biblioteca/revistas/pdf\\_MG/MG\\_2006\\_189\\_56\\_60.pdf](https://www.mapa.gob.es/ministerio/pags/biblioteca/revistas/pdf_MG/MG_2006_189_56_60.pdf)

Caro, E. (2016). Effect of the frequency of milking in the production and performance of lactating dairy cows. *Rev. Cien.* 26(1), 33-40. Recuperado de <https://www.redalyc.org/jatsRepo/959/95944832007/html/index.html>

Castañeda, A. & Rodríguez, R. (2018). *Problemas de genética: cuaderno de ejercicios*. México D.F. Prensas de Ciencias. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/331999000\\_Problemas\\_de\\_genetica\\_Cuaderno\\_de\\_ejercicios](https://www.researchgate.net/publication/331999000_Problemas_de_genetica_Cuaderno_de_ejercicios)

- Castillo-Umaña, M., Alpizar-Naranjo, A., Padilla-Fallas, J. & Kein-San, J. (2017). Efecto de la edad a primer servicio, número y época de parto sobre el comportamiento de la curva de lactancia en vacas jersey. *Nutrición Animal Tropical* 11(2), 1-22. doi: <https://doi.org/10.15517/nat.v11i2.31306>
- Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (2019, Septiembre). Reporte: situación de la ganadería lechera en el sureste de México. Palacio legislativo de San Lázaro, Ciudad de México. Recuperado de [http://www.cedrssa.gob.mx/post\\_situacinin\\_de\\_la\\_n-ganadern-a\\_lechera-n\\_en\\_el\\_sureste\\_de\\_mn-xico.htm](http://www.cedrssa.gob.mx/post_situacinin_de_la_n-ganadern-a_lechera-n_en_el_sureste_de_mn-xico.htm).
- Cerón, M., Tonhati, H., Costa, C., Solarte, C. & Benavides, O. (2003). Factores de ajuste para producción de leche en bovinos Holstein colombiano. *Rev. Col. Cienc. Pec.* 16 (1), 26-32. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=295026121004>
- Chaki, E., Ghosh, N. & Majandar, S. (1999). Relationship of udder and teat types to part lactation yield to part lactation yield and peak yield in primiparous crossbred cows. *Indian Vet. J.* 76, 58-60.
- Cheverud, J. (1996). Quantitative genetic analysis of cranial morphology in the cotton-top (*Saguinus oedipus*) and saddle-back (*S. fuscicollis*) tamarins. *J. Evol. Biol.* 9(1), 5-42. doi: <https://doi.org/10.1046/j.1420-9101.1996.9010005.x>
- Cobos, M. & Shimada, A. (2017). Digestión y metabolismo ruminal. En A. Shimada (Ed.) *Nutrición animal*. (pp. 93-136). Ciudad de México, México: Trillas.
- Costa, D. & Reinemann, D. (2004). The purpose of the milking routine and comparative physiology of milk removal. *Nat. Mas. Coun.* Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/254392302\\_THE\\_PURPOSE\\_OF\\_THE\\_MILKING\\_ROUTINE\\_AND\\_COMPARATIVE\\_PHYSIOLOGY\\_OF\\_MILK\\_REMOVAL](https://www.researchgate.net/publication/254392302_THE_PURPOSE_OF_THE_MILKING_ROUTINE_AND_COMPARATIVE_PHYSIOLOGY_OF_MILK_REMOVAL).

- Corbeil, R. & Searle, S. (1976). Restricted maximum likelihood (REML) estimation of variance components in the mixed model. *Technometrics*. 18(1), 31-38. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/1267913?seq=1>
- Córdova, A., Ruiz, C., Saltijeral, J., Xolalpan, V., Cortés, S., Méndez, M., Huerta, R., Córdova, M., Córdova, C. & Guerra, E. (2009). Importancia del bienestar animal en las unidades de producción animal en México. *REDVET, Revista Electronica de Veterinaria*. 10(12), 6-9. Recuperado de <https://www.redalyc.org/comocitar.oa?id=63617155010>
- Dahl, G., Wallace, R., Shanks, R. & Lueking, D. (2004). Effects of frequent milking in early lactation on milk yield and udder health. *J Dairy Sci*. 87(4), 882-885. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(04\)73232-4](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(04)73232-4)
- Dale, A., Pucell, P., Wylie, A., Gordón, A. & Ferris, C. (2016). Effects of dry length and concentrate protein content in late lactation on body condition score change and subsequent lactation performance of thin high genetic merit dairy cows. *J. Dairy Sci*. 100(3), 1-17. doi: <https://doi.org/10.3168/jds.2016-11887>
- Das, M. & Sing, M. (2000). Variation in blood leucocytes, somatic cell count, yields and composition of milk of crossbred goats. *SMALL RUMINANTS RESEARCH*. 35(2), 169-174. doi: [10.1016/S0921-4488\(99\)00088-7](https://doi.org/10.1016/S0921-4488(99)00088-7).
- De Dios, V. (2001). *Ecofisiología de los bovinos en sistemas de producción del trópico húmedo*. Ed. Roviroso. Pp 300-332.
- De Lira, T., Rosa, M. & Garnero, A. (2008). Parâmetros genéticos de características produtivas e reprodutivas em zebuínos de corte (revisão). *Ciênc. Ani. Bras.* 9(1), 1-22, Recuperado de: <http://www.revistas.ufg.br/index.php/vet/article/view/3655/3421>
- Dhanao, M. & Le Du Y. (1982). A partial adjustment model to describe the lactation curve of a dairy cow. *Anim. Prod.* 34(3), 243-247. doi: <https://doi.org/10.1017/S0003356100010175>

Dijkman, J. (1989). Milk production in the tropics. *Long. Sci. Tech.* 36(2). 243-244. Recuperado de [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0308-521X\(91\)90029-A](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0308-521X(91)90029-A)

Dijkhuizen, A., Huirne, R., Harsh, S. & Gardner, R. (1997). Economics of robot application. *Comp Elec Agr.* 17(1), 111-121. doi: [https://doi.org/10.1016/S0168-1699\(96\)01228-8](https://doi.org/10.1016/S0168-1699(96)01228-8)

Dipaloke, M., Roquib, A., Dulal, N. & Mukherjee, S. (2016). A study on Genetic Variability, Character Association and Path Co-Efficient Analysis on Morphological and Yield Attributing Characters of Taro. *Am. J. Plant Sci.* 7(3), 479-488. doi: 10.4236 / ajps.2016.73042. cito

Douglas, M., Peck, E. & Vining, G. (2012). Residual Analysis. En Balding, D., Creessie, N. & Fitzmaurice, G. (Eds.), *Introduction to Linear Regression Analysis*. (pp. 232-240). New Jersey, USA: WILEY.

Duda, J., (1996). New prospects in sire evaluation for milkability. *Landeskuratorium der Erzeugerringe fur tierische Veredelung in Bayern.* 11, 21-32.

Dukes, H. (1996). *Fisiología dos animais domésticos*. Rio de Janeiro: Editorial 11.

Edward, E., Gbut, E., Walter, W., Stroup, W., McCarter, K. & Durham, S. (2012). *Analysis of generalized linear mixed models in the agricultural and natural resources sciences*. Madison, USA: Book and Multimedia Publishing Committee. doi: 10.2134 / 2012 modelos mixtos lineales generalizados.

Edwards, A. (2005) Chapter 67-R.A. Fischer, *statistical methods for research workers*, first edition 1925. Elsevier Sci. 856-870. doi: <https://doi.org/10.1016/B978-044450871-3/50148-0>.

Elahi, M., Hosseinpour, M. & Farhangfar, H. (2018). Different aspects of lactation persistency in dairy cows. *Indian J. Ani. Sci.* 89(6), 607-614. Recuperado de

[https://www.researchgate.net/publication/334120424\\_Different\\_aspects\\_of\\_lactation\\_persistency\\_in\\_dairy\\_cows](https://www.researchgate.net/publication/334120424_Different_aspects_of_lactation_persistency_in_dairy_cows)

Espinosa-Nuñez, Y., Capdevilla-Valera, J., Ponce-Ceballos, P., Riera-Nieves, M. & Nieves-Crespo, L. (2013). Relación entre morfología de la ubre y la producción y composición de la leche en búfalas. *Rev. Cient.* 23(3), 220-225. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/959/95926665009.pdf>

Falconer, D. (1980). *Introducción a la genética cuantitativa*. Ciudad de México, México: CECS.

Falconer, D. (1981). *Introduction to quantitative genetics*. Essex, UK: Longman House

Falconer, D. (1984). *Introducción a la Genética Cuantitativa*. México: CECSA.

Falconer, D. (1989). *Introduction to quantitative genetics*. Reino Unido: Harlow Longman Scientific and Technical. Recuperado de <http://agris.fao.org/agris-search/search.do?recordID=XF2016003336>

Falconer, D. & Mackay, T. (1996). *Introduction to Quantitative Genetics*. Reino Unido: Harlow.

Fernández, M., Alenda, R., Serrano, M. & Ugarte, E. (2000). Estudio del carácter velocidad de ordeño y recuento de células somáticas en primera lactación de la población vacuna frisona del país vasco. *ITEA*. 96(3), 270-276. Recuperado de <https://www.aida-itea.org/index.php/revista/contenidos?idArt=572&lang=esp>

Fernando, R., Spahr, S. & Jaser, E. (1985) Comparison of electrical conductivity of milk with other indirect methods for detection of subclinical mastitis. *J. Dairy Sci.* 68(2), 449-456. Recuperado de <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022030285808444>

Fisher, R. (1919). The correlation between relatives on the supposition of mendelian inheritance. *Trans. R. Sco. Edinb.* 53(2), 399-433. . doi: 10.1017 / S0080456800012163

- Edwards, A. (2005) Chapter 67-R.A. Fischer, statistical methods for research workers, first edition 1925. *Elsevier Sci.* 856-870. doi: <https://doi.org/10.1016/B978-044450871-3/50148-0>.
- Galeano, A. & Manrique, C. (2010). Estimación de parámetros genéticos ara características productivas y reproductivas en los sistemas doble propósito del trópico bajo colombiano. *Rev. Med. Vet. Zoot.* 57(2), 119-131. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rfmvz/v57n2/v57n2a04.pdf>
- García-Muñiz, J., Mariscal-Aguayo, N., Caldera-Navarrete, A., Ramírez-Valverde, R., Estrella-Quintero, H. & Nuñez-Dominguez, R. (2007). Variables relacionadas con la producción de leche de ganado Holstein en agroempresas familiares con diferente nivel tecnológico. *INCI.* 32(12), 841-846. Recuperado de [http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0378-18442007001200009](http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0378-18442007001200009)
- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H., Dunson. , D., Vehtari, A. & Rubin, D. (2013). *Bayesian Data Analysis (3rd Ed)*. New York: Chapman and Hall/CRC. doi: <https://doi.org/10.1201/b16018>.
- Genghini, R., Bonvillani, A., Wittouk, P. & Echevarría, A. (2002). Introducción al mejoramiento animal. *FAV UNRC.* 1-26. Recuperado de [https://www.produccion-animal.com.ar/genetica\\_seleccion\\_cruzamientos/genetica\\_en\\_general/05-introduccion\\_al\\_mejoramiento\\_animal.pdf](https://www.produccion-animal.com.ar/genetica_seleccion_cruzamientos/genetica_en_general/05-introduccion_al_mejoramiento_animal.pdf)
- Gianola, D., Foullet, J. & Fernando, R. (1986) Prediction of Breeding Values when variances are not Known. *Génét. Sél. Evol.* 18(4), 485-498. Recuperado de <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00893702/document>
- Gianola, D. (2001). Los Métodos Estadísticos en el Mejoramiento Genético. [Trabajo universitario] Departaments of Animal Sciences, University of Wisconsin. EUA.

- Gjedrem, T., Robinson, N. & Rye, M. (2012). The importance of selective breeding in aquaculture to meet future demands for animal protein. *A review. Aquaculture*. 350-353(0),117-129. doi: <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2012.04.008>
- Goddard, M. (2012). Uses of genomics in livestock agriculture. *Anim. Prod. Science*. 52, 73 – 77. doi: <http://dx.doi.org/10.1071/AN11180>.
- Graser, H., Smith, S. & Tier, B. (1987). A derivative-free approach for estimating variance components in animal models by restricted maximum likelihood. *J. Anim. Sci.* 64(5), 1362-1370. doi: <https://doi.org/10.2527/jas1987.6451362x>.
- Gutierrez, B. & Ipinza, R. (2000). *Evaluación de Parámetros Genéticos en Nothofagus*. Chile: Universidad Austral de Chile. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/255950166\\_Evaluacion\\_de\\_Parametros\\_Geneticos\\_en\\_Nothofagus](https://www.researchgate.net/publication/255950166_Evaluacion_de_Parametros_Geneticos_en_Nothofagus)
- Hadfield, J. (2010). MCMC methods for multi-response generalized linear mixed models: the MCMCglmm R package. *J. Stat. Softw.* 33, 1– 22. Recuperado de <http://ftp5.gwdg.de/pub/misc/cran/web/packages/MCMCglmm/vignettes/Overview.pdf>
- Hale, L., Capuco, A. & Erdman, R. (2003). Milk yield and mammary growth effects due to increased milking frequency during early lactation. *J. Dairy Sci.* 86(6), 2061-2071. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(03\)73795-3](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(03)73795-3)
- Hallauer, A. & Filho, J. (1981). *Quantitative genetics in maize breeding*. doi: 10.1007/978-1-4419-0766-0.
- Hamman, J. & Zecconi, A. (1998). Evaluation of the electrical conductivity of milk as a mastitis indicator. *Inter. Dairy Fed.* 334, 5-21. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/284379353\\_Evaluation\\_of\\_the\\_electrical\\_conductivity\\_of\\_milk\\_as\\_a\\_mastitis\\_indicator](https://www.researchgate.net/publication/284379353_Evaluation_of_the_electrical_conductivity_of_milk_as_a_mastitis_indicator)

Hansen, L. (2000). Consequences of Selection for Milk Yield from a Geneticist's Viewpoint. *J Dairy Sci.* 83(5), 1145-1150. doi: 10.3168 / jds.S0022-0302 (00) 74980-0.

Hansen, T. & Houle, D. (2008). Measuring and comparing evolvability and constraint in multivariate characters. *J. Evol. Biol.* 21(5), 1201– 1219. doi: 10.1111 / j.1420-9101.2008.01573.x.

Hartley, H. & Rao, J. (1967). Maximum-likelihood estimation for the mixed analysis of variance model. *Biometrika.* 54(12), 93-108. doi: <https://doi.org/10.2307/2333854>

Harville, D. (1977). Maximum likelihood approaches to variance component estimation and to related problems. *J. Am. Stat. Assoc.* 72(358), 320-340. doi: <https://doi.org/10.2307/2286796>

Hemmerle, W. & Hartley, H. (1973). Computing maximum likelihood estimates for the mixed AOV model using the W-transformation. *Technometrics.* 15(4), 819-831. doi: <https://doi.org/10.2307/1267392>

Henderson, C., Kempthorne, O., Searle, S. & von Krosigk, C. (1959). The estimation of environmental and genetic trends from subject to culling. *Biometrics.* 15(2), 192-218. doi: <https://doi.org/10.2307/2527669>

Henderson, C. (1963). Selection index and expected genetic advance. *Statistical Genetic And Plant Breeding.* 982, 141-163. Recuperado de <http://morotalab.org/literature/pdf/henderson1963.pdf>

Henderson, C. & Quaas, R. (1976). Multiple trait evaluation using relatives records. *J. Animal. Sci.* 43(6), 1188-1197. doi: <https://doi.org/10.2527/jas1976.4361188x>

Henderson, C. (16-21 de Agosto de 1976). *Prediction of future records.* [Sesión de conferencia] Proceedings of the international Conference on Quantitative Genetics. Iowa State University Press, Ames.

- Henderson, C. (1984). Applications of Linear Models in Animal Breeding. Guelph, Canada. Universidad de Guelph. Recuperado de <https://www.cabdirect.org/cabdirect/abstract/19860193912>
- Hofer, A. (1998). Variance component estimation in animal breeding: a review. *J Anim. Breed. Genet.* 115(1-6), 247-265. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1439-0388.1998.tb00347.x>
- Houle, D. & Meyer, K. (2015). Estimating sampling error of evolutionary statistics base don genetic covariance matrices using máximo likelihood. *J. Evol. Biol.* 28(8), 1542-1549. Recuperado de <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/jeb.12674>
- Hurley, W. (2002). *Topics areas in lactation biology*. Lessons of department of animal Scienses. University of Illinois. Urbana-Champaign.
- Jara, A. & Barria, N. (1999). Métodos bayesianos en mejoramiento genético animal. *Avan. Prod. An.* 24(1-2), 3-19. Recuperado de [http://www.mat.uc.cl/~ajara/Publications\\_files/JaraBarria1999.pdf](http://www.mat.uc.cl/~ajara/Publications_files/JaraBarria1999.pdf)
- Jensen, J. (2001). Genetic Evaluation of Dairy Using Test-Day Models. *J. Dairy Sci.* 84(12), 2803-2812. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(01\)74736-4](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(01)74736-4).
- Jouzaitiené, V., Juozaitis, A., Brazauskas, A., Zymantiene, J., Zilaitis, V., Antanaitis, R., Stankevicius, R. & Bobiniene, R. (2015). Investigation of electrical conductivity of milk in robotic milking system and its relationship with milk somatic cell count and other quality traits. *JVE.* 3(3), 63-70. doi: <https://hdl.handle.net/20.500.12259/98122>.
- Kempthorne, O. (1970). *The Iowa University Press*. Estados Unidos: AMES.
- Kirpatrick M., Lofsvold, M. & Bulmen, M. (1990). Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics.* 124(4), 979-983. Recuperado de <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/2323560/>

- Kitchen, B. (1981). Review of the progress of dairy science: bovine mastitis: milk compositional changes and related diagnostic tests. *J. Dairy Res.* 48(1), 167-188. doi: 10.1017 / s0022029900021580.
- Klei, L., Lynch, J., Barabano, D., Oltenacu, P., Lednor, A. & Bandler, D. (2007). Influence of milking three times a day on milk quality. *J. Dairy Sci.* 80(3), 427-436. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(97\)75954-X](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(97)75954-X)
- Klein, D., Flock, M., Khol, J., Franz, S., Stüger, H. & Baumgartner, W. (2005). Ultrasonographic measurement of the bovine teat: breed differences and the significance of the measurements of udder health. *J. Dairy Res.* 72(3), 296-302. doi: 10.1017 / S0022029905000920
- Klungel, G. H., Slaghuis, B. A., Hogeveen, H. (2000). The effect of the introduction of automatic milking systems on milk quality. *J. Dairy Sci.* 83(9), 1998-2003. doi: 10.3168 / jds.S0022-0302 (00) 75077-6
- De Koning, C. (Marzo del 2010). *Automatic Milking – Common Practice on Dairy Farms.* (Sesión de conferencia). The First North American Conference on Precision Dairy Management 2010. Recuperado de <http://precisiondairy.com/proceedings/s3dekoning.pdf>
- De Koning, K., Vorst, Y. & Meijering, A. (20-22 de marz del 2002). *Automatic milking experience and development in Europe.* [Documento de conferencia]. First North American Conference on robotic milking, Toronto, Canada.
- Lande, R. (1979). Quantitative genetic analysis of multivariate evolution applied to brain: body size allometry. *Evol.* 33(1), 402–416. doi: <https://doi.org/10.2307/2407630>
- Lansberger, L., Nelen, M., Lam, T., Pengov, A., Schukken, Y. & Maatje, K. (1994). Evaluation of a prototype on-line electrical conductivity system for detection of subclinical mastitis. *J. Dairy Sci.* 77(4), 1132-1140. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(94\)77049-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(94)77049-1)

- Laureano, M., Bignardi, A., El Faro, L., Cardoso, V. & Albuquerque, L. (2011). Genetic parameters for first lactation test-day milk flow in Holstein cows. *Animal*. 6(1), 31-35. doi: 10.1017/S1751731111001376.
- Linzell, J. & Peaker, M. (1971) The permeability of mammary ducts. *J. physiol.* 216(3), 701-716. doi: 10.1113 / jphysiol.1971.sp009548.
- Linzell, J., Peaker, M. & Rowell, J. (1974). Electrical conductivity of foremilk for detecting subclinical mastitis in cows. *J. Agric. Sci.* 83(2), 309-325. doi: 10.1017 / S0021859600052011
- Lista, L. (2017). Combination of measurements and the BLUE method. *XI<sup>th</sup> Quark Confinement & the Hadron Spectrum*. 137, 11006. doi: 10.1051/epjconf/201713711006
- López, S., France, J., Odongo, N., McBride, R., Kebreab, E., AlZahal, O., McBride, B. & Dijkstra, J. (2014) On the analysis of Canadian Holstein dairy cow lactation curves using standard growth functions. *J. Dairy Sci.* 98(4), 2701-2712. doi: 10.3168 / jds.2014-8132
- López, L., Franco, D. & Barreto, S. (2007) Sobre la construcción del mejor predictor lineal insegado (BLUP) y restricciones asociadas. *Rev. Col. Est.* 30(1), 13-36. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rce/v30n1/v30n1a02.pdf>
- Lucy, M. (2001). Reproductive loss in high-producing dairy cattle: where will it end? *J. Dairy Sci.* 84(6), 1277-93. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(01\)70158-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(01)70158-0)
- Lu, P., White, T. & Huber, D. (1999). Estimating type B genetic correlations with unbalanced data and heterogeneous variances for half-sib experiments. *Forest. Sci.* 45(4), 562-572. doi: <https://doi.org/10.1093/forestscience/45.4.562>

- Lyons, L., Gibaut, D. & Clifford, P. (1988a) How to combine correlated estimates of a single physical quantity. *ELSEVIER*. 270(1), 110-117. doi: [https://doi.org/10.1016/0168-9002\(88\)90018-6](https://doi.org/10.1016/0168-9002(88)90018-6)
- Lyons, R., Oja, J. & Moses, H. (1988b). Proteolytic activation of latent transforming growth factor- $\beta$  from fibroblast conditioned médium. *J. Cell. Biol.* 106, 1659-1665. doi: 10.1083 / jcb.106.5.1659.
- Maatje, K., De Mol, R. & Rossing, W. (1997). Cow status monitoring (health and oestrus) using detection sensors. *Comp. Elec. Agr.* 16(3), 245-254. doi: [https://doi.org/10.1016/S0168-1699\(96\)00052-X](https://doi.org/10.1016/S0168-1699(96)00052-X)
- Mabrook, M. & Petty, M. (2003). Effect of composition on the electrical conductance of milk. *J. Food Eng.* 60(3), 321-325. doi: [https://doi.org/10.1016/S0260-8774\(03\)00054-2](https://doi.org/10.1016/S0260-8774(03)00054-2)
- Magofke, J., García, X., González, U & Gargiullo, A. (2001). *Parámetros genéticos en bovinos de leche*. I. Antecedentes bibliográficos. Avances en producción animal. 26, 31-48
- Markos, H. & Touchberry, R. (1970). Heritability of Rates of Milk Flow and Time Required to Milk. *J. Dairy Sci.* 53(2), 188-194. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(70\)86178-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(70)86178-1).
- Mata, B., Perez, G., Sepúlveda, I. & de León, F. (1997). *Transferencia de Tecnología en México: Crítica y Propuesta*. Estado de México: IICA.
- Mellado, M. (2010). *Producción de leche en zonas templadas y tropicales*. México: Trillas.
- Méndez, R. (1970). Refinamiento de la técnica de selección masal moderna. *Agrociencia*. 6, 87-97.
- Meyer, J. (1985). Maximum likelihood estimation of variance components for a multivariate mixed model with equal design matrices. *Biometrics*. 41(1), 153-165. doi: <https://doi.org/10.2307/2530651>

- Meyer, K. & Hill, W. (1997). Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or 'repeated' records by restricted maximum likelihood. *Livest. Prod. Sci.* 47(3), 185-200. doi: [https://doi.org/10.1016/S0301-6226\(96\)01414-5](https://doi.org/10.1016/S0301-6226(96)01414-5)
- Meyer, K. & Houle, D. (2013). Sampling based approximation of confidence intervals for functions of genetic covariance matrices. *Proc. Assoc. Advmt. Anim. Breed. Genet.* 20, 523-526. Recuperado de <http://www.aaabg.org/aaabghome/AAABG20papers/meyer20523.pdf>
- Misztal, I., Tsuruta, S., Strabel, T., Auvray, B., Druet, T & Lee, D. (19-23 de agosto de 2002). *BLUPF90 and related programs (BGF90)*. [Sesión 28 de conferencia] *7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Montpellier, France. <http://nce.ads.uga.edu/wiki/lib/exe/fetch.php?media=28-07.pdf>
- Moez, A. (2003). *Evaluación de la estructura interna de la ubre mediante ecografía y efectos de la frecuencia de ordeño en vacas lecheras y efectos de la frecuencia de ordeño en vacas lecheras*. (Tesis de grado). Universidad autónoma de Barcelona, Barcelona, España.
- Molina, J. (1992) *Introducción a la genética de poblaciones y cuantitativa*. México: D.F. AGT Editor S.A.
- Mora, F. & Arnhold, E. (2006). Inferencia Bayesiana y metodología de modelos lineales mixtos aplicados al mejoramiento del maíz. *Cien. Inv. Agr.* 33(3), 217-223. Recuperada de <https://www.researchgate.net/publication/28138686>.
- Mora, F., Pupim-Junior, O & Scapim, C. (2007). Predicción del efecto de cultivares de algodón en la presencia de interacción genotipo-ambiente. *Cien. Inv. Agr.* 34(1), 13-21. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-16202007000100002>
- Morales, T., Mendoza, A., Marcelo, P., Ferreira, L., Fariña, S., (2016) ¿las vacas de primer parto tienen anestro más largo?. *INIA: 46*, 6-8. Recuperado de

[https://www.produccion-animal.com.ar/produccion\\_bovina\\_de\\_leche/produccion\\_bovina\\_leche/188-revista\\_INIA\\_46.pdf](https://www.produccion-animal.com.ar/produccion_bovina_de_leche/produccion_bovina_leche/188-revista_INIA_46.pdf)

Morant, S. & Gnanasakthy, A. (1989). A new approach to the mathematical formulation of lactation curves. *Anim. Prod.* 49(2), 151-162. <https://doi.org/10.1017/S000335610003227X>

Moreno-Maldonado, M., Peña-Lomelí, A., Sahagún-Castellanos, J., Rodríguez-Pérez, J. & Mora-Aguilar, R. (2002). Varianza aditiva, heredabilidad y correlaciones en la variedad M1-fitotecnia de tomate de cáscara (*Physalis ixocarpa* Brot). *Rev. Fitotec. Mex.* 25(3), 231-237. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/26475740\\_Varianza\\_aditiva\\_heredabilidad\\_y\\_correlaciones\\_en\\_la\\_variedad\\_M1-Fitotecnia\\_de\\_tomate\\_de\\_cascara\\_physalis\\_ixocarpa\\_Brot](https://www.researchgate.net/publication/26475740_Varianza_aditiva_heredabilidad_y_correlaciones_en_la_variedad_M1-Fitotecnia_de_tomate_de_cascara_physalis_ixocarpa_Brot)

Mucchetti, G., Gatti, M. & Neviani, E. (1994). Electrical conductivity changes in milk caused by acidification: determination factors. *J. Dairy Sci.* 77, 940-944. Recuperado de [http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302%2894%2977029-6/pdf#:~:text=Electrical%20conductivity%20of%20milk%20is%20mainly%20due%20to%20its%20soluble%20salt%20fraction.&text=In%20addition%2C%20pH%20decrease%20causes,\(pH%206.5\)%20decreases%20conductivity](http://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302%2894%2977029-6/pdf#:~:text=Electrical%20conductivity%20of%20milk%20is%20mainly%20due%20to%20its%20soluble%20salt%20fraction.&text=In%20addition%2C%20pH%20decrease%20causes,(pH%206.5)%20decreases%20conductivity).

Neal, H. & Thornley, J. (1983). The lactation curve in cattle: A mathematical model of the mammary gland. *J Agric Sci Camb* 101(2), 389-400. doi: 10.1017 / S0021859600037710

Neamt, R., Ilie, D., Gavojdian, D., Acatincai, S., Neciu, F. & Cziscter, L. (2016). Influence of electrical conductivity, days in milk and parity on milk production and chemical composition. *Sci. Papers: Ani. Sci. And Bioe.* 49(2), 128-136. Recuperado de <http://spasb.ro/index.php/spasb/article/view/2213>

- Neumaier, A. & Groeneveld, E. (1998). Restricted maximum likelihood estimation of covariances in sparse linear models. *Genet. Sel. Evol.* 30, 3-26. <https://doi.org/10.1186/1297-9686-30-1-3>.
- Norberg, E., Hogeveen, H., Kordgaard, I., Friggens, N. & Lovendahl, P. (2004). Electrical conductivity of milk: Ability to predict mastitis infection status. *J. Dairy Sci.* 82, 1555-1564. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(04\)73256-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(04)73256-7)
- Norbegr, E. (2005). Electrical conductivity of milk as a phenotypic and genetic indicator of bovine mastitis: a review. *Liv. Prod. Sci.* 9(2), 129-139. doi: 10.1016 / j.livprodsci.2004.12.014
- Norberg, E., Rogers, G., Odegard, J., Cooper, J. & Madsen, P. (2006). Short Communication: Genetic Correlation Between Test-Day Electrical Conductivity of Milk and Mastitis. *J. Dairy Sci.* 89(2), 779-781. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72139-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72139-7).
- Norman, H., Powell, R., Wright, J. & Cassell, B. (1988). Phenotypic and genetic relationship between linear functional type traits and milk yield for five breeds. *J. Dairy Sci.* 71(7), 1880-1896. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(88\)79758-1](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(88)79758-1)
- Núñez, H., Ortega, R., Echeverría, M., Bores, Q., Romero, P., Castañeda, M., Vázquez, G., Vega, M., Romano, J. & Vega, M. (6-10 de septiembre del 2004). Análisis, perspectiva y sostenibilidad de la ganadería nacional. [Sesión de conferencia] Memoria de la XVI Semana Internacional de Agronomía, FAZ-UJED.
- Oldenbroek, K. & Van de Waaij, L. (2015). *Textbook Animal Breeding and Genetics for BSc students*. The Netherlands: Wageningen University and Research. Recuperado de [https://www.wur.nl/upload\\_mm/d/b/b/614bcc19-036f-434e-9d40-609364ab26da\\_Textbook%20Animal%20Breeding%20and%20Genetics-v17-20151122\\_1057.pdf](https://www.wur.nl/upload_mm/d/b/b/614bcc19-036f-434e-9d40-609364ab26da_Textbook%20Animal%20Breeding%20and%20Genetics-v17-20151122_1057.pdf)

- Olori, V., Brotherstone, S., Hill, W. & McGuirk, B. (1999). Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. *Livest Prod Sci.* 58(1), 55-63. doi: [https://doi.org/10.1016/S0301-6226\(98\)00194-8](https://doi.org/10.1016/S0301-6226(98)00194-8)
- Ordás, B. & Malvar, R. (s.f.) Métodos clásicos de análisis de caracteres cuantitativos. Recuperado de [http://digital.csic.es/bitstream/10261/167020/1/Ordas\\_Metodos\\_clasicos..pdf](http://digital.csic.es/bitstream/10261/167020/1/Ordas_Metodos_clasicos..pdf)
- Ossa, G., Torregroza, L. & Alvarado, L. (1997). Determinación de la curva de lactancia en vacas mestizas de un hato de doble propósito en la región Caribe de Colombia. *Rev Cor.* 2(1), 54-57. doi: [https://doi.org/10.21930/rcta.vol2\\_num1\\_art:163](https://doi.org/10.21930/rcta.vol2_num1_art:163).
- Ossa, G., Suarez, M. & Perez, Y. (2008). Valores genéticos de caracteres productivos y reproductivos en bovinos Romosinuano. *Rev. Corpoica* 9(1), 93-101. doi: [https://doi.org/10.21930/rcta.vol9\\_num1\\_art:109](https://doi.org/10.21930/rcta.vol9_num1_art:109).
- Oskolkov, N. (2020). *Linear Mixed Model via Restricted Maximum Likelihood (REML). Towards data science.* Recuperado de <https://towardsdatascience.com/maximum-likelihood-ml-vs-reml-78cf79bef2cf>
- Ovensen, E. (1972). Milking ability in relation to size and shape of the teat. *Anim. Prod.* 15, 251-257. doi: 10.1017 / S0003356100011508.
- Patterson, H. & Thompson, R. (1971). Recovery of inter-block information when block sizes are unequal. *Biometrika.* 58(3), 545-554. doi: <https://doi.org/10.2307/2334389>
- Perochon, L., Coulon, J. & Lescourret, F. (1996) Modelling lactation curves of dairy cows with emphasis on individual variability. *Anim Sci.* 63(2), 189-200. doi: 10.1017 / S1357729800014740

- Piepho, H., Möhring, J., Melchinger, A. & Búchse, A. (2008). BLUP for phenotypic selection in plant breeding and variety testing. *Eurohytica*. 161(1), 209-228. doi: <https://doi.org/10.1007/s10681-007-9449-87>
- Pimenta, F., Martins G. & Sarmiento, R. (2001). Estimativas de heredabilidad de efectos directo e materno de características de crecimiento de bovinos Guzera, no estado de Paraíba. *Rev. Bras. Zoo.* 30(4), 1220-1223.
- Plasse, D., Verde, O., Fossi, H., Romero, R., Hoogesteijn, R. & Bastidas, P. (2002). Co variance components, genetic parameters and annual trends for calf weights in a pedigree Brahman herd under selection for three decades. *J. Anim. Breed. Gen.* 119(3), 141-153. doi: 10.1046 / j.1439-0388.2002.00321.x
- Povinelli, M., Gallo, L., Carnier, P., Marcomin, D., Dal Zotto, R. & Cassandro, M. (2005). Genetic aspects of milk electrical conductivity in Italian Brown cattle. *Italian J. Anim. Sci.* 4(3), 169-171. <https://doi.org/10.4081/ijas.2005.3s.169>.
- Prentice, J. (1962). The conductivity of milk the effect of the volume and degree of dispersion of the fat. *J. Dairy Res.* 29(2), 131-139. doi: 10.1017 / S0022029900017738
- Prescott, N. B., Mottram, T. T., Webster A. J. (1998). Relative motivations of dairy cows to be milked or fed in a Y-maze and an automatic milking system. *Lives. Sci.* 101(1-2), 219-227. doi: [https://doi.org/10.1016/S0168-1591\(97\)00112-3](https://doi.org/10.1016/S0168-1591(97)00112-3)
- Raftery, A. & Lewis, S. (1992). Practical Markov Chain Monte Carlo: Comment: One Long Run with Diagnostics: Implementation Strategies for Markov Chain Monte Carlo. *Stat. Sci.* 7(4), 493-497. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/2246100>.
- Ramírez-Valverde, R., Hernández-Alvarez, C., Núñez-Domínguez, R., Ruíz-Flores, A. & García-Muñiz, J. (2006). Análisis univariado vs multivariado en la evaluación genética de variables de crecimiento en dos razas bovinas.

*Agrociencia*. 41(3), 271-282. Recuperado de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_abstract&pid=S1405-31952007000300271&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1405-31952007000300271&lng=es&nrm=iso)

Reinemann, D. & Smith, D. (2001). Evaluation of automatic milking systems for the United States. Symposium held in Lelystad. The Netherlands, August. 232-238.

Riera-Nieves, M., Rodríguez-Márquez, J., Perozo-Prieto, E., Rizzi, R., Cefis, A. & Pedron, O. (2006). Comparación de las características morfológicas de los pezones en tres razas lecheras. *Rev. Cient.* Vol 16(4), 315-324. Recuperado de [http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0798-22592006000400008&lng=es&nrm=iso](http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0798-22592006000400008&lng=es&nrm=iso)

Rinel, E. (2013). *A genetic analysis of traits recorded by automatic milking systems – the possibility of a new method to evaluate temperament of dairy cows*. [Tesis de maestría] Norwegian Department of Animal and Aquacultural Sciences. Recuperado de <https://nmbu.brage.unit.no/nmbu-xmlui/bitstream/handle/11250/186225/ThesisEllenRinell.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Roca, A. (2017). Estudio de la conductividad eléctrica de la leche de oveja manchega como método de detección de mamitis [Tesis doctoral]. Universidad Miguel Hernández, Orihuela.

Rodríguez, L., (2003). *Estimaciones en Campos Aleatorios Gaussianos, Máxima Verosimilitud y Máxima Verosimilitud Restringida*. [Trabajo de Asenso]. Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado".

Román-Ponce, H. (1995). *Situación actual y retos de la ganadería bovina en el trópico*. [Sesión de conferencia] XX Symposium de Ganadería Tropical, Veracruz, México

Romero, J. (2015). *Métodos de máxima verosimilitud para la estimación de parámetros en diseños factoriales mixtos pxq y sus aplicaciones en la*

*agroindustria*. [Tesis de maestría]. Universidad Central de Venezuela.  
[http://saber.ucv.ve/bitstream/123456789/14678/1/T026800014698-0-FinalDefensa\\_JoseLuisRomero-000.pdf](http://saber.ucv.ve/bitstream/123456789/14678/1/T026800014698-0-FinalDefensa_JoseLuisRomero-000.pdf)

Rook, A., France, J. & Dhanoa, M. (1993). On the mathematical description of lactation curves. *J. Agric. Sci.*, 121(1), 97-102. doi: 10.1017 / S002185960007684X

Rosete, J., Villa-Godoy, A., Villagómez, E. & Lagunes, L. (1993). *Efecto de la naloxona sobre la liberación de hormona luteinizante y el inicio de la ciclicidad en vacas de doble propósito*. [Sesión de conferencia] Reunion Anual de Investigación Pecuaria, Jalisco.

Rotschild, M., Henderson, C. & Quaas, R. (1979). Effects of selection on variances and covariances of simulated first and second lactations *J. Dairy, Sci.* 62, 996-1002. Recuperado de [https://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302\(79\)83361-5/pdf](https://www.journalofdairyscience.org/article/S0022-0302(79)83361-5/pdf).

Rots, C., Coiner, C. & Soder, K. (2003). Automatic Milking Systems, Farm Size, and Milk Production. *Am. Dairy Sci. Assoc.* 86(12), 4167-4177. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(03\)74032-6](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(03)74032-6)

Sahagún, C. (1992). El ambiente, el genotipo y su interacción. *Rev. Chapingo.* 5(12), 79-80.

Salvador, A. & Martínez, G. (2007). Factors that affect yield Composition of Goat Milk: A Bibliographic Review. *Re. Fac. Cs. Vets.* 48(2), 61-76. Recuperado de [http://ve.scielo.org/scielo.php?pid=S0258-65762007000200001&script=sci\\_abstract&tlng=en](http://ve.scielo.org/scielo.php?pid=S0258-65762007000200001&script=sci_abstract&tlng=en)

Samaraweera, A., Boerner, V., Disnaka, S., van der Werf J. & Hermesh, S. (2019). Genetic parameters for milk yield, milk electrical conductivity and milk flow rate in first-lactation jersey cows in sirlanka. *Proc. Assoc. Advmt. Anim. Breed. Genet.* 23, 135-138. Recuperado de <https://hdl.handle.net/1959.11/28645>

- Sarmiento, J., Filho, J., Albuquerque, L., Lopes, P. & Rodriguez, M. (2006). Genetic evaluation of Alpine goats using test day milk yield. *Rev. Brasil. Zootec.* 35, 443-451.
- Sauvant, D. (1988). Modelling of lactation and nutrition. *Current topics in veterinary medicine and animal science.*
- Schulz, M. & Sydow, G. (1957). The electrical conductivity (chloride-free) of milk and dairy products. *Milchwissenschaft.* 12, 174-184.
- Searle, R., Casella, G. & McCulloch, C. (1971). Variance Components. Estados Unidos: John Wiler & Sons, Inc. doi: 10.1002 / 9781118491782.
- Secretaría de economía (2012). *Análisis del sector lácteo en México.* México. Recuperado de [https://www.economia.gob.mx/files/comunidad\\_negocios/industria\\_comercio/informacionSectorial/analisis\\_sector\\_lacteo.pdf](https://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/informacionSectorial/analisis_sector_lacteo.pdf)
- Serrano, P. (2016). La robótica aplicada a la lechería. *RTA.* 10(32), 47-50. Recuperado de [https://inta.gob.ar/sites/default/files/inta\\_pergamino\\_la\\_robotica\\_aplicada\\_a\\_la\\_lecheria.pdf](https://inta.gob.ar/sites/default/files/inta_pergamino_la_robotica_aplicada_a_la_lecheria.pdf)
- Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera–SIAP (enero-marzo 2018). *Boletín de leche.* Recuperado de <http://infosiap.siap.gob.mx/opt/boletlech/Bolet%C3%ADn%20de%20Leche%20enero-marzo%202018.pdf>
- Seykora, A. & McDaniel, B. (1986). Genetics statistics and relationships of teat and udder traits, somatic cell count and milk production. *J. Dairy Sci.* 69(9), 2395-2407. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(86\)80679-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(86)80679-8).
- Shaw, R. (1987). Maximum-likelihood approaches applied to quantitative genetics of natural populations. *Evolution.* 41(4), 812-826. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1558-5646.1987.tb05855.x>

- Shoshani, E. & Berman, A. (1998). Subclinical mastitis assessed by deviations in milk yield and electrical. *J. Dairy Res.* 65(1), 31-41. doi: 10.1017 / S0022029997002586.
- Shoshani, E. & Chaffer, M. (2002). *Robotic milking: A report of a field trial in Isarel.* [Resumen de conferencia] Proceeding of the Dutch-Israeli Seminar Robotic milking and Heat stress. 56-63. Resuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/29304777.pdf#page=43>
- Silvestre, A., Martins, A., Santos, V., Ginja, M. & Colaco, J. (2009). Lactation curves for milk, fat and protein in dairy cows. *Liv. Sci.* 122(2-3), 308-313. doi: <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2008.09.017>.
- Slettbakk, T., Jortad, A., Farver, T. & Holmes, J. (1995). Impact of milking characteristics and morphology of udder and teats on clinical mastitis in first and second Norwegian cattle. *Prev. Vet. Med.* 24, 235-244. doi: [https://doi.org/10.1016/0167-5877\(95\)00490-N](https://doi.org/10.1016/0167-5877(95)00490-N)
- Slyziene, B., Anskienė, L., Slyzius, E. & Juozaitienė, V. (2020). Relationship of milking traits and somatic cell count electrical conductivity of goat milk during different milking phases. *Mljekarstvo.* 70(4), 292-299. doi: 10.15567/mljekarstvo.2020.0407
- Smith, J., Miller, R., Hooven, N. & Moore, E. (1974). Sources of Variation in Milk Flow Characteristics. *J. Dairy Sci.* 57(11), 1355-1363. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(74\)85067-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(74)85067-8)
- Sordillo, L. & Streicher, K. (2002). Mammary gland immunity and mastitis susceptibility. *J Mammary Gland Biol. Neoplasia.* 7(2), 135-146. doi: 10.1023 / a: 1020347818725.
- Soto, V. (1982). Control reproductivo en dos fincas del cantón de Coronado [tesis de pregrado]. Escuela de Zootecnia, facultad de agronomía. San José, Costa Rica.

Swallow, W. & Monahan, J. (1984). Monte Carlo comparison of ANOVA, MIVQUE, REML, and ML estimator of variance components. *Technometrics*. 26(1), 47-57. doi: <https://doi.org/10.2307/1268415>.

Tancin, V., Ipema, A. & Hogewerf, P. (2007). Interaction of somatic cell count on quarter milk flow patterns. *J. Dairy Sci.* 90(5), 2223-2228. doi: <https://doi.org/10.3168/jds.2006-666>.

Tilki, M., Colak, M., Inal, S. & Caglayan, T. (2005). Effects of teat shape on milk yield and milking traits in Brown Swiss cows. *Turk. J. Vet. Anim. Sci.* 29, 275-278. Recuperado de [https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/132772#:~:text=Many%20studies%20show%20that%20cows,mastitis%20\(2%2D5\)](https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/132772#:~:text=Many%20studies%20show%20that%20cows,mastitis%20(2%2D5)).

Toca, J., Gallegos, M., Reveles, F., Pinzón, C. & Saucedo, J. (2016). *Caracterización de la curva de lactancia en vacas Holstein en el noreste de México*. FMVyZ Universidad de Juarez del Edo de Durangi, ICA Universidad Autónoma de Baja California. Recuperado de <https://www.engormix.com/ganaderia-leche/articulos/caracterizacion-curva-lactancia-vacas-t40038.htm>

Toledo, H., Ruiz, F., Vasquez, C., Berruecos, J. & Elzo, M. (2014). Parámetros genéticos para producción de leche de ganado Holstein en dos modalidades de control de producción. *Rev. Mex. Cienc. Pecu.* 5(4), 443-457. Recuperado de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2007-11242014000400005](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-11242014000400005)

Thompson, W. (1962) The problema of negative estimates of variance components. *Ann. Math. Stat.* 26, 273-289. Recuperado de [https://scholar.google.com.mx/scholar\\_url?url=https://projecteuclid.org/journals/annals-of-mathematical-statistics/volume-33/issue-1/The-Problem-of-Negative-Estimates-of-Variance-Components/10.1214/aoms/1177704731.pdf&hl=es&sa=X&ei=i66NYZ3C](https://scholar.google.com.mx/scholar_url?url=https://projecteuclid.org/journals/annals-of-mathematical-statistics/volume-33/issue-1/The-Problem-of-Negative-Estimates-of-Variance-Components/10.1214/aoms/1177704731.pdf&hl=es&sa=X&ei=i66NYZ3C)

[NtCN6rQPkt6ruA8&scisig=AAGBfm2mQ0yoHCn5WCl8eu1aWIMYBm-bHg&oi=scholar](https://doi.org/10.1016/S0168-9002(03)00329-2)

Torres, J. (2003). La producción de leche de ganado bovino en México 1990-2001. [Tesis de Grado]. Universidad Autónoma Agraria ANTONIO NARRO. Recuperado de <https://1library.co/document/z1232rddy-la-produccion-de-leche-de-ganado-bovino-mexico.html>

Valassi, A. (2003). Combining correlated measurements of several different physical quantities. *Nucl. Instr. Meth. A.* 500(13), 391-405. [https://doi.org/10.1016/S0168-9002\(03\)00329-2](https://doi.org/10.1016/S0168-9002(03)00329-2)

Valassi, A. & Chierici, R. (2014). Information and treatment of unknown correlations in the combination of measurements using the BLUE method. *Eur. Phys. J. C.* 74(2717), 1-19. Recuperado de <https://link.springer.com/article/10.1140/epjc/s10052-014-2717-6>

Vallejo, G., Fernández, M., Tuero, E. & Livacic-Rojas, P. (2010). Análisis de medidas repetidas usando métodos de remuestreo. *Anales de psicología.* 26(2), 400-409. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps/article/view/109411>

Vargas, B. & Ulloa, J. (2008). Relación entre crecimiento y curvas de lactancia en grupos raciales lecheros de distintas zonas agroecológicas de Costa Rica. *Liv. Res. Rural Dev.* 20(8), 1-17. Recuperado de <https://www.medvet.una.ac.cr/posgrado/gen/invest/30crexcurlac.PDF>

Van Tassell, C., Casella, G. & Pollak, E. (1995). Effects of selection on estimates of variance components using Gibbs sampling and restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 78, 678-692. doi: [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(95\)76680-2](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(95)76680-2)

Vega, M., Manzanilla, P., Torres, V., Borrayo, Z., Baeza, R., Rios, U., Martínez, V. & Montaña, B. (2012). Estimación de componentes de varianza y parámetros genéticos de crecimiento en ovinos Hampshire. *ResearchGate.* Recuperado de

<https://www.researchgate.net/publication/320457703> ESTIMACION DE COMPONENTES DE VARIANZA Y PARAMETROS GENETICOS DE CRECIMIENTO EN OVINOS HAMPSHIRE

- Villa-Godoy, A. & Arreguín, A. (1993). *Desempeño reproductivo en ganado de trópico: Anestro y edad a primer parto*. [Resumen de conferencia] Memorias del XVI Simposium de Ganadería Tropical. Veracruz, Ver.
- Villagómez, M. (2000). *Efectos de la dieta y el amamantamiento en la fisiología metabólica y reproductiva posparto de vacas bajo un sistema de doble propósito tropical*. [Tesis doctoral], Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, UNAM.
- Villamar, A. & Olivera, C. (2005). Situación actual y perspectiva de la producción de leche de bovino en México. SAGARPA. Recuperado de <https://cofemersimir.gob.mx/expediente/3287/mir/9272/archivo/331829>.
- Vivas, L. (2009). *Estimación de heredabilidad y repetibilidad en caracteres relacionados con producción de leche en tres rebaños Holstein de la región de los ríos*. [Tesis de maestría]. Universidad de Chile. Recuperado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/140435>.
- Wang, C., Rutledge, J. & Gianola, D. (1994). Bayesian analysis of mixed linear models via Gibbs sampling with an application to litter size in Iberian pigs. *Genet. Sel. Evol.* 26(2), 91-115. doi: 10.1186 / 1297-9686-26-2-91.
- Wood, P. (1969). Factors affectind the shape of te lactation curve in cattle. *Anim. Prod.* 11(3), 307-312. doi: 10.1017 / S0003356100026945.
- Woolford, M., Willianson, J. Henderson, H. (1998). Changes in electrical conductivity and somatic cell count between milk fractions from quarters subclinically infected with particular mastitis pathogens. *J. Dairy Sci.* 65(2), 187-198. doi: 10.1017 / s0022029997002744.
- Yang, D. (2019). *Mixed Model Methods for Genetic Analysis*. [Classnotes for AnSc841] Department of Animal Science, University of Minnesota.

Recuperado de <https://animalgene.umn.edu/mixed-model-methods-genetic-analysis>

Ying, T., Yang, K., Yiacoumi, S. & Tsouris, C. (2002). Electrosorption of ions from aqueous solutions by nanostructured carbon aerogel. *J. Col. Inter. Sci.* 250(1), 18-27. doi: <https://doi.org/10.1006/jcis.2002.8314>.

Zeconni, A., Piccinini, R., Giovannini, G., Casirani, G. & Panzeri, R. (2004). Clinical mastitis detection by on-line measurements of milk yield, electrical conductivity and milking duration in comercial dairy farms. *Milchwissenschaft* 59(5), 240-244. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/279767716\\_Clinical\\_mastitis\\_detection\\_by\\_on-line\\_measurements\\_of\\_milk\\_yield\\_electrical\\_conductivity\\_and\\_milking\\_duration\\_in\\_commercial\\_dairy\\_farms](https://www.researchgate.net/publication/279767716_Clinical_mastitis_detection_by_on-line_measurements_of_milk_yield_electrical_conductivity_and_milking_duration_in_commercial_dairy_farms)

Zhao, X. & Lacassa, P. (2007). Mammary tissue during bovine mastitis: causes and control. *J. Anim. Sci.* 86(13), 57-65. doi: 10.2527 / jas.2007-0302.

Zwald, N., Weigel, K., Chang, Y., Welper, R. & Clay, J. (2005). Genetic Evaluation of Dairy Sires for Milking Duration Using Electronically Recorded Milking Times of Their Daughters. *J. Dairy Sci.* 88(3), 1192-1198. doi [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72785-5](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72785-5)