

UNIVERSIDAD CATÓLICA SEDES SAPIENTIAE

FACULTAD DE INGENIERÍA AGRARIA

CARRERA DE INGENIERÍA AGRARIA



TESIS

**EFFECTOS DE LA CONSANGUINIDAD EN LA PRODUCCIÓN Y
REPRODUCCIÓN EN VACUNOS LECHEROS DEL ESTABLO
GRANADOS DE LA CUENCA LECHERA DE LIMA**

EJECUTOR (A):

Bach. ANAIS MELISSA GAMBOA CERÓN

ASESORA (A):

Mg. BERTHA MARCELINA RUIZ JANGE

HUAURA, PERÚ

2019

ACTA DE SUSTENTACIÓN DE TESIS

ACTA N° ~~007~~ 003-2019/UCSS/FIA/DI

Siendo las 02:00 pm, del día 22 de mayo de 2019, en el Auditorio del CETPRO San Juan Bautista ubicado en la Universidad Católica Sedes Sapientiae de la Filial Huaura: Végueta, el Jurado de Tesis, integrado por:

- | | |
|--|-----------------|
| 1. Ing. Zoot. Oscar Daniel Porras Cárdenas | Presidente |
| 2. Blgo. Wilfredo Mendoza Caballero | Primer Miembro |
| 3. Blga. Delsy Mariela Trujillo Chávez | Segundo Miembro |
| 4. Ing. Zoot. Bertha Marcelina Ruiz Jange | Asesora |

Se reunieron para la sustentación de la tesis titulada: "EFECTOS DE LA CONSANGUINIDAD EN LA PRODUCCIÓN Y REPRODUCCIÓN EN VACUNOS LECHEROS DEL ESTABLO GRANADOS DE LA CUENCA LECHERA DE LIMA", que presenta la bachiller en Ciencias Agrarias, la Srta. **Anais Melissa Gamboa Cerón** cumpliendo así con los requerimientos exigidos por el reglamento para la modalidad de titulación; la presentación y sustentación de un trabajo de investigación original, para obtener el Título Profesional de **Ingeniero Agrario**.

Terminada la sustentación, el Jurado luego de deliberar acuerda:

APROBAR

DESAPROBAR

La tesis, con el calificativo de *Muy Buena* y eleva la presente Acta al Decanato de la Facultad de Ingeniería Agraria, a fin de que se declare EXPEDITA para conferirle el TÍTULO de INGENIERO AGRARIO.

Firmado en Huaura, 22 de mayo de 2019.


Ing. Zoot. Oscar Daniel Porras Cárdenas
PRESIDENTE


Blgo. Wilfredo Mendoza Caballero
1° MIEMBRO


Blga. Delsy Mariela Trujillo Chávez
2° MIEMBRO


Ing. Zoot. Bertha Marcelina Ruiz Jange
ASESORA

DEDICATORIA

A:

Dios por ser mi guía el cual ilumina mi camino y mi corazón, dándome la firmeza que necesito para poder vencer las dificultades que tenga en la vida.

Mi hija Aitana Chelsea Rojas Gamboa, quien amo con todo mi ser, ya que con ella aprendí lo que es continuar por más que te sientas derrotada. Ya que es mi motivación, mi fuerza, lo más fiel y confiable que puedo tener en mi vida y así poder lograr todo lo que me proponga.

Mi madre Casilda Juana Ceron Pizarro, quien me enseñó a no rendirme ni a bajar la cabeza ante nadie, quien me enseñó el verdadero amor incondicional y la perseverancia.

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, quiero agradecer al ser que me dio la vida, mi madre Casilda Ceron Pizarro, ella me enseñó el amor incondicional que una madre puede tener a sus hijos, ya que por más dolores de cabeza que pude darle siempre estuvo dándome ese amor que solo una madre puede brindar; a mi padre Teodoro Gamboa Palomino por inculcarme valores como el respeto, responsabilidad, la lealtad hacia mis principios y enseñarme que solo con trabajo duro se puede conseguir el éxito.

A mi hermana Katherine Gamboa Ceron, que siempre será mi cómplice, mi mejor amiga, a la que amo con todo mi corazón ya que por más que peleamos, sé que siempre contaré contigo y mi hermano Melquiades Gamboa Ceron, que siempre será el príncipe de la familia, el que siempre me cuidará y me aliente en los buenos momentos, y extiende su mano cuando tengo algún tropiezo, el segundo hombre que amo y que sé que él me ama incondicionalmente, ya que el amor de un hermano es algo que nunca morirá.

A mi esposo Nelson Emerson Rojas Salas, que es el hombre que elegí para atravesar este viaje hermoso que es la vida, que gracias a él, tengo a mi princesa Aitana Chelsea, el cual no duda en apoyarme en todo momento, brindándome su optimismo, el cual me impulsa a seguir hacia adelante.

A mi asesora Ing. Bertha Ruiz Jange, por la orientación y ayuda que me brindó para la realización de esta tesis, por su amistad que me permitió aprender mucho más que lo estudiado.

A la Sra. Ada Achid, al Ing. Nestor Chagarray y al Sr. Alex Tello, quienes me brindaron la información y material para la elaboración de la tesis.

ÍNDICE GENERAL

| | Pág. |
|---|------|
| CARÁTULA | i |
| ACTA DE SUSTENTACIÓN | ii |
| DEDICATORIA | iii |
| AGRADECIMIENTOS | iv |
| ÍNDICE GENERAL | v |
| ÍNDICE DE TABLAS | vii |
| RESUMEN | viii |
| ABSTRACT | ix |
| INTRODUCCIÓN | x |
| CAPÍTULO I: REVISIÓN DE LITERATURA | 1 |
| 1.1. ANTECEDENTES | 1 |
| 1.2. BASES TEÓRICAS | 1 |
| 1.2.1. Consanguinidad | 7 |
| 1.2.2. Efectos de la consanguinidad | 7 |
| 1.2.3. Coeficiente de la consanguinidad | 8 |
| 1.2.4. Método para medir la consanguinidad | 9 |
| 1.2.5 Consanguinidad y producción de leche | 10 |
| 1.2.6 Consanguinidad y edad al primer parto en vacas | 12 |
| 1.2.7 Consanguinidad y características de conformación | 12 |
| 1.2.8 Consanguinidad y características reproductivas | 14 |
| 1.2.9 Usos de la consanguinidad | 15 |
| 1.2.10 Aspectos a considerar en el control de la consanguinidad | 16 |
| CAPÍTULO II: MATERIALES Y MÉTODOS | 17 |
| 2.1. Lugar | 17 |
| 2.2. Materiales | 17 |
| 2.3. Métodos | 17 |
| CAPÍTULO III: RESULTADOS Y DISCUSIÓN | 23 |
| 3.1. Cuantificación de la consanguinidad | 23 |

| | |
|--|----|
| 3.2. Efecto de la consanguinidad en la producción de leche | 26 |
| 3.3. Efectos de la consanguinidad en la edad al primer parto | 28 |
| 3.4. Efectos de la consanguinidad en el intervalo entre partos | 29 |
| 3.5. Efectos de la consanguinidad en el número de servicios por concepción | 30 |
| CAPÍTULO IV: CONCLUSIONES | 32 |
| CAPÍTULO V: RECOMENDACIONES | 33 |
| REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 34 |
| TERMINOLOGÍA | 37 |
| APÉNDICES | 39 |

APÉNDICE DE TABLAS

| | Pág. |
|---|-------------|
| Tabla 1. <i>Eventos de consanguinidad moderada y cerrada, y los parientes requeridos en el pedigrí para poder detectarlos</i> | 9 |
| Tabla 2. <i>Consecuencias de la consanguinidad en la producción de leche en ganado Holstein en 365 días de lactancia</i> | 10 |
| Tabla 3. <i>Efecto de la consanguinidad en las características productivas de vacas Holstein</i> | 11 |
| Tabla 4. <i>Cambios en características de conformación, fertilidad, la supervivencia de las vacas con un 12.5 % de consanguinidad, con variables continuas en un modelo lineal o cuadrática</i> | 13 |
| Tabla 5. <i>Efectos de la Consanguinidad en Tasas de Preñez y Distocias al parto en vacunos lecheros Holstein Friesian, España</i> | 15 |
| Tabla 06. <i>Distribución de animales por niveles de consanguinidad</i> | 24 |
| Tabla 7. <i>Consanguinidad promedio por año de nacimiento en el establo Granados</i> | 25 |
| Tabla 8. <i>Estadística comparativa de producción de leche entre vacas consanguíneas y no consanguíneas</i> | 28 |
| Tabla 9. <i>Tabla de edad al primer parto en diferentes niveles de consanguinidad</i> | 29 |
| Tabla 10. <i>Intervalo entre partos en días en promedio a diferentes niveles de consanguinidad</i> | 30 |
| Tabla 11. <i>Número de servicios por concepción en promedio para vacas consanguíneas</i> | 31 |

RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue identificar y analizar el efecto de los niveles de consanguinidad (F) en vacas lecheras de raza Holstein, nacidas entre los años 1980 al 2016, en el establo Granados de la Cuenca Lechera de Lima. Para ello se hallaron los coeficientes de consanguinidad de 2632 vacas, durante un periodo de treinta y seis años y se evaluaron los efectos de consanguinidad de las características producción de leche y reproductivas: edad al parto, intervalo entre partos y número de servicios por concepción. Para la determinación del coeficiente de consanguinidad se empleó el programa de computo Endog v4.8.

Del total de la población en estudio, el 84.04 % no fueron consanguíneos, mientras que el 15.96 % presentaron consanguinidad; los animales en estudio, se agruparon en cinco clases de niveles de consanguinidad: $F = 0$; $0 < F < 0.0625$; $0.0625 < F < 0.125$; $0.125 < F < 0.1875$ y $F \geq 0.25$. En relación con la producción de leche, no hubo efectos significativos de la consanguinidad $p = 0.508$; siendo el promedio de producción de leche en una campaña de 305 días por dos ordeños al día para vacas consanguíneas de 10760.634 ± 1675.468 kg y para vacas no consanguíneas de 10103.993 ± 1661.427 kg. La consanguinidad tampoco presentó efectos significativos en cuanto a las características reproductivas: edad al parto ($p=0.736$), intervalo entre partos ($p = 0.527$) y número de servicios por concepción ($p = 0.450$).

Al evaluarse el intervalo entre partos y el número de servicios por concepción para los niveles de consanguinidad $0 < F < 0.0625$; $0.0625 < F < 0.125$; $0.125 < F < 0.1875$ y $F \geq 0.25$ se determinó que los intervalos entre partos fue 436.79 ± 84.73 , 440.36 ± 87.32 , 358 ± 0 y 639 ± 400.38 días, respectivamente; y los promedios para el número de servicios por concepción al primer parto fue de 3.23 ± 2.20 para $F < 0.0625$, 4.67 ± 3.39 para $0.0625 < F < 0.125$, 2 ± 1.41 para $0.125 < F < 0.1875$ y 4.75 ± 2.63 para $F \geq 0.25$.

Palabras clave: Consanguinidad, Holstein, edad al parto, intervalo entre parto y servicio de concepción.

ABSTRACT

The objective of this research was to identify and analyze the effect of inbreeding levels (F) in dairy cows of the Holstein breed, born between 1980 and 2016, in the Granados cowshed of the milk production basin of Lima. The inbreeding coefficients of 2632 cows were found for a period of thirty-six years and the inbreeding effects of milk production and reproductive characteristics were evaluated: age at calving, interval between births and number of services per conception. To determine the inbreeding coefficient, the Endog computer program v4.8 was used.

Of the total population under study, 84.04 % were not consanguineous, while 15.96 % had consanguinity; the animals under study were grouped into five classes of inbreeding levels: $F = 0$; $0 < F < 0.0625$; $0.0625 < F < 0.125$; $0.125 < F < 0.1875$ and $F \geq 0.25$. In relation to milk production, there were no significant effects of inbreeding $p = 0.508$; being the average of milk production in a 305-day campaign for two milkings per day for inbreeding cows of 10760.634 ± 1675.468 kg and for non-consanguineous cows of 10103.993 ± 1661.427 kg. The consanguinity did not present significant effects in terms of reproductive characteristics: age at birth ($p = 0.736$), interval between births ($p = 0.527$) and number of services per conception ($p = 0.450$).

When the interval between deliveries and the number of services per conception were evaluated for the inbreeding levels $0 < F < 0.0625$; $0.0625 < F < 0.125$; $0.125 < F < 0.1875$ and $F \geq 0.25$, it was determined that the intervals between deliveries were 436.79 ± 84.73 , 440.36 ± 87.32 , 358 ± 0 and 639 ± 400.38 days, respectively; and the averages for the number of services per conception at first delivery were 3.23 ± 2.20 for $F < 0.0625$, 4.67 ± 3.39 for $0.0625 < F < 0.125$, 2 ± 1.41 for $0.125 < F < 0.1875$, and 4.75 ± 2.63 for $F \geq 0.25$

Keywords: Consanguinity, Holstein, age at calving, interval between calving and conception service.

INTRODUCCIÓN

Los establos lecheros deben tener un sistema adecuado de apareamiento. Para ello se realiza una selección de los mejores reproductores, que incrementaran la calidad genética para la producción, se debe considerar un programa de apareamiento, en el cual puedan usarse animales reproductores emparentados (endocría) y no emparentados (exocría).

La consanguinidad se presenta en un animal cuando sus progenitores están relacionados genéticamente a través de uno o más ancestros. Según Cardellino y Rovira (1993 citado con Ruiz, 2009), el cruzamiento de individuos emparentados da comienzo a una progenie consanguínea, en el que se ve limitada la heterocigosis y el aumento de la homocigosis, presentando como resultado de ello, problemas en las características reproductivas y productivas de la progenie.

En la actualidad, no se encuentran investigaciones sobre la consanguinidad en ganado lechero, esto podría deberse a la falta de información, conocimiento o simplemente a la falta de interés en el tema. Es probable con el pasar del tiempo la consanguinidad ha ido aumentando; lo cual es preocupante ya que cada hembra o macho pueden ser portadores de genes indeseables, pudiendo reducir la salud y productividad al ganado lechero, causando que las crías consanguíneas tengan una alta probabilidad de heredar genes indeseables de ambos padres.

Por lo anteriormente expuesto, se vio conveniente realizar el presente trabajo, el cual tuvo como objetivo general cuantificar los niveles de consanguinidad en las vacas del Establo Granados de la Cuenca Lechera de Lima, y así evaluar el efecto de la consanguinidad en la producción de leche y en la reproducción, en las características de edad al primer parto, intervalo entre partos y número de servicios por concepción.

CAPÍTULO I: REVISIÓN DE LITERATURA

1.1. ANTECEDENTES

Aguilar (1969) realizó un estudio en Turrialba, Costa Rica en el cual estimó el efecto de la consanguinidad en las características productivas del ganado criollo lechero. Para el estudio, Aguilar tomó información de los registros a partir de 1948 hasta 1967; con la cual su población en estudio fue de 667 animales, de los cuales 54 fueron machos y 613 hembras. Las variables en estudio correspondieron a: edad y peso al primer parto, producción de leche, producción de carne y porcentaje de grasa. Los resultados obtenidos indicaron un coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) de 2.20% como promedio general para el hato lechero, siendo éste considerado como no consanguíneo para las variables en estudio.

En Costa Rica, Aguirre, Vargas y Romero (2013) realizaron un estudio para estimar los efectos de la consanguinidad sobre parámetros productivos en vacas Holstein y Jersey. Los datos de estudio se obtuvieron de los registros del programa VAMPP Bovino (Veterinary Automated Management an Production Control Programme) del Centro Regional de Informática para la Producción Animal Sostenible de la Escuela de Medicina Veterinaria, Universidad Nacional de Costa Rica entre enero de 1995 y diciembre de 2010 y correspondieron a: la edad a primer parto, intervalo entre partos y servicios por concepción. El efecto de la consanguinidad se evaluó mediante estadística descriptiva, regresión lineal múltiple (modelo mixto) y regresión logística. Los resultados mostraron que el 17.9 % de los animales eran consanguíneos y que el coeficiente de la consanguinidad ($F\bar{X}$) para vacas Holstein fue 0.49 % y para vacas Jersey 0.55 %; siendo el promedio del coeficiente de la consanguinidad 0.52 %. Los investigadores encontraron que hubo 22.6 % de Holstein consanguíneos y 20.3 % de Jersey consanguíneos; sin embargo en Jersey se encontró animales con $F\bar{X}$ más elevados. Las vacas consanguíneas tuvieron un promedio de F de 2.16 % para Holstein y 2.98 % para Jersey. Al evaluar la edad al primer parto (p<0.01), las vacas

con coeficiente de la consanguinidad $F\bar{X}$ bajos ($<6.25\%$) tuvieron 18 días menos que las que tuvieron $F\bar{X}$ alto ($\geq 6.25\%$). En relación con los días abierto hubo 0.53 días más para animales con F bajo ($p=0.71$), mientras que para el servicio por concepción hubo 0.08 más servicios en vacas con F bajo ($p<0.01$). Concluyendo que en las vacas Holstein y Jersey estudiadas, la consanguinidad no afectó los días abiertos, pero sí favoreció al número de servicios por concepción y la edad al primer parto.

Andere, Rubio, Rodriguez, Aguilar y Casanova (2017) realizaron un análisis de la consanguinidad de la población de bovinos Holando inscriptos en el Sistema Control Lechero oficial de la República Argentina. La población en estudios fue de 422563 animales con ancestros en común, nacidos entre los años 1990 al 2009, de los cuales 416413 fueron hembras (22174 del Registro de Pedigrí y 394239 de Registro de Crías) y 6150 machos. Para determinar el coeficiente de la consanguinidad ($F\bar{X}$) utilizaron el programa INBUPGF90 y para realizar la estimación del intervalo de confianza utilizaron el procedimiento PROC REG de SAS v9.3. Como resultado del análisis obtuvieron un promedio de consanguinidad de 3.38 % para los 422563 animales, 0.13 % para el coeficiente de consanguinidad por años de nacidos. El coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) para hembras del Registro de Crías fue 3.3 % y para las hembras del Registro de Pedigrí fue de 4 %; el coeficiente de consanguinidad en machos fue de 3.9 %. Concluyendo que las hembras del Registro de Pedigrí presentan un mayor porcentaje de consanguinidad que las hembras de registro de Crías.

Doormaal (2002) realizó una investigación sobre la Consanguinidad en raza lecheras Canadienses. Basándose en la información oficial del pedigrí de la Red Canadiense de Productos Lácteos (Canadian Dairy Networt) del periodo 1968 y 1998. Evaluó y cuantificó los niveles de consanguinidad en las razas lecheras, encontrando diferentes tendencias de consanguinidad para las razas Holstein, Ayrshire, Jersey y Guernsey. Obteniendo que por cada 1 % de consanguinidad, la vaca, en promedio producirá 25 kg de leche, 0.9 kg de grasa y 0.8 kg de proteína menos durante la primera lactación.

En Antioquia, Colombia, León, Alfredo y Blanco (2006), realizaron un estudio para determinar el coeficiente de consanguinidad y caracterización fenotípica y genética de la

raza bovina criolla Blanco Orejinegro. La información utilizada para el estudio comprendió a los registros productivos generados desde 1980 hasta el 2004. Los registros que se utilizaron fueron aquellos que presentaron la información completa relacionada con la identificación del padre y la madre, además se recopilaron los siguientes datos de las vacas: fecha de nacimiento, sexo, edad, número de partos, peso y fecha de nacimiento, peso y fecha a los 270 días (destete), peso y fecha a los 480 días. Los investigadores usaron el Procedimiento de Modelos Generales Lineales (GLM) del paquete estadístico SAS® (Statistical Analysis System) para calcular las medidas de tendencia central y la variación de los datos fenotípicos. Los resultados indicaron que el coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) general obtenido fue de 0.06 %, el cual es considerado bajo, puesto que en las poblaciones bovinas el máximo coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) permisible es de 5 %.

Mujica, Latrille y Vergara (2012) estimaron la consanguinidad en un rebaño lechero doble propósito y su relación con rendimientos productivos y reproductivos, el estudio fue realizado al sur de Chile en el Sector de Villa Alegre. Para el estudio utilizaron los datos de 157 vacas de la raza Overo Colorado; para determinar el coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) utilizaron el programa de Pedigree Viewer y para determinar los efectos de la consanguinidad sobre el intervalo de partos, la edad al primer parto y producción de leche, utilizaron un Análisis de Varianza con un diseño completo al azar (ANOVA). Obtuvieron que 24 vacas, tuvieron un promedio de consanguinidad de 6.12 %, donde los niveles de la consanguinidad se encontraban entre 3.13 % y 25 % y no encontraron diferencia significativa en los efectos de la consanguinidad sobre el intervalo de partos, la edad al primer parto y producción de leche ($p > 0.05$).

Oré, Fuentes y Mellisho (2009) realizaron un estudio sobre la estimación del coeficiente de consanguinidad de toros Brown Swiss registrados en el Perú, para lo cual analizaron los registros de cuatro generaciones de 113 machos. Para estimar el coeficiente de consanguinidad utilizaron el programa de Pedigree Viewer 5.5. El coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) que hallaron fue de 3.6 %. El 68.2 % de la población evaluada presentó una consanguinidad menor a 4%. Asimismo, observaron que el 41.2 % de los padres de los machos evaluados y el 41 % de los abuelos maternos eran de origen peruano.

Pacheco, Hernández y Magaña (2009) realizaron una investigación para determinar el efecto de la consanguinidad sobre la producción láctea en vacas Holstein en un establo del Municipio de León, Guanajuato, México. Para cumplir su objetivo, los investigadores usaron los registros genealógicos de 3160 hembras nacidas durante los años 1990 a 2008, utilizaron información de 251 hembras de primer parto y con lactancias en curso. Para analizar toda la información emplearon el programa ENDOG (v.4.0). La investigación determinó que de las 1112 hembras analizadas el 16 % presentaron 21.1 % de consanguinidad, dentro del rango de 0.78 % a 37.5 %. Al evaluar el efecto de la consanguinidad en la producción láctea, no encontraron diferencias en la producción de leche entre las vacas consanguíneas y las no consanguíneas ($p>0.5$). Sin embargo, los investigadores estiman que, como consecuencia de la depresión endogámica por cada 1 % de consanguinidad disminuye 8.86 kg de leche por lactancia de 305 días. Por ende, hembras con una consanguinidad del 25 % producirían 220.5 kg de leche menos que una vaca no consanguínea.

Queiroz, Albuquerque y Lanzon (2000) realizaron una investigación para evaluar el efecto de la consanguinidad sobre las características de crecimiento de los bovinos de la raza Gyr en Brazil en 12 rebaños durante 1970 y 1995; para ello utilizaron 27406 registros de peso al destete (a 205 días) y 14317 registros de peso al año de nacido (a 365 días), que se encuentran en la base de datos del Control de Desarrollo Ponderal de Cebú de la Asociación Brasileña de los Creadores de Cebú (ABCZ). Para los análisis estadísticos utilizaron el método de los cuadrados mínimos con el PROC GLM del SAS, incluyendo el efecto aleatorio de grupo contemporáneo y los efectos fijos de generación (discreto), la edad de la vaca al parto y tasa de consanguinidad del becerro y de la vaca como variables continuas, considerando los efectos lineales y cuadráticos. El análisis determinó que el coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) para vacas, toros y becerros fue de 1.04 %, 0.96 % y 1.66 % respectivamente; valores que pueden considerarse como de menor magnitud. El estudio también determinó que los porcentajes de vacas, toros y becerros con $Fx>0$ fueron 11.65 %, 9.23 % y 19.84 %, respectivamente. Entre los individuos consanguíneos, el Fx promedio fue de 8.97 % para las vacas, 10.41 % para los toros y 8.38 % para los becerros.

Finalmente, el estudio determinó que la consanguinidad tuvo un efecto negativo en el peso al destete y al año de nacido en la población estudiada.

Rodas (2003) realizó una investigación para conocer la tendencia de la consanguinidad en el hato Jersey registrado en Guatemala; la población en estudio fue de 12113 animales nacidos y registrados durante 1984 y junio de 2002. Los coeficientes de consanguinidad ($F\bar{X}$) se calcularon para cada año (cronológicamente). Los resultados obtenidos del coeficiente de consanguinidad en 1984 fue de 0.64 %, y éste fue acumulándose y aumentando hasta llegar a niveles de 3.5 % para el 2001.

Rodríguez y Guerra (2009) realizaron un estudio para conocer la consanguinidad en el vacuno criollo de Cuba; para ello, utilizaron una muestra de 5460 registros de peso al destete entre los años 1989 y 2003. Para determinar la consanguinidad utilizaron el programa estadístico ENDOG (v.3.2). El resultado de la consanguinidad promedio para toda la población evaluada fue de 1.16 % y de 4.2 % para los individuos consanguíneos. Del total de los individuos analizados, el 44 % resultaron ser consanguíneos cuyos valores de consanguinidad oscilaron entre el 1 % y 26 %. El estudio además determinó que por cada 1 % de incremento de la consanguinidad, se reduce el peso al destete en 2.67 kg del peso total del becerro.

Ruiz (2009) realizó una investigación para estimar los efectos de la consanguinidad en la producción y reproducción en el establo Montegrando de la cuenca lechera de Lima, Perú, para la investigación utilizó los registros de genealogía de 2542 vacas lecheras de la raza Holstein que correspondieron a los años 1989 al 2008, de las cuales 2096 tenían la genealogía completa. Para estimar el coeficiente de consanguinidad ($F\bar{X}$) se utilizó el programa de R- Project con el paquete Kinship. El estudio concluyó que el 33.1 % presentaron consanguinidad y se agruparon en tres clases: $0 < F < 6.25$ %: 32.1 %; $6.25 < F < 12.5$ %: 0.71 % y $F < 12.5$ %: 0.28 %, siendo el promedio de consanguinidad del establo de 0.0013 %. Por lo tanto, tuvo un nivel muy aceptable, el cual no afecta la productividad ni la reproducción.

Ruiz, Nuñez, Ramírez, Domínguez y Martínez (2006) realizaron una investigación para determinar los niveles y efectos de la consanguinidad en variables de crecimiento y reproductivas en bovinos Tropicarne y Suizo Europeo en la región de la Huasteca Veracruzana de México. Durante el estudio Ruiz et al. analizaron los pedigríes de 5730 animales Tropicarne nacidos entre 1960 y 2003, y 10471 Suizo Europeo nacidos entre 1962 y 2002. Los promedios de consanguinidad ($F\bar{X}$) que se obtuvieron fueron, similares para las razas Tropicarne y Suizo Europeo. Las medias y desviaciones estándar de la consanguinidad en Tropicarne y Suizo Europeo fueron $1.8 \% \pm 3.5 \%$ y $1.5 \% \pm 4.0 \%$ para todos los bovinos, y $3.6 \% \pm 4.5 \%$ y $3.1 \% \pm 5.0 \%$ cuando se consideró sólo bovinos consanguíneos. La consanguinidad en esta población fue considerada baja, y no encontraron efectos significativos de la consanguinidad de la cría ($p > 0.21$) o de la madre ($p > 0.54$) para las características estudiadas en ambas razas; sin embargo, los investigadores sugirieron que debe planearse los apareamientos para reducir el incremento de la consanguinidad.

Salazar, Castillo, Murillo, Hueckmann y Romero (2013) realizaron una investigación sobre la edad al primer parto en vacas Holstein en Costa Rica; para ello utilizaron los registros genealógicos de 46029 animales nacidos entre los años 2000 y 2010, para calcular la edad al primer parto y el coeficiente de la consanguinidad utilizaron el programa VAMPP Bovino 3.0. La investigación concluyó que los animales con coeficiente de consanguinidad $\geq 6.25 \%$ tuvieron 2.9 meses menos en edad al primer parto (IC: 95 %, LI: 28.5, LS: 28.7), con respecto a los individuos con el coeficiente de consanguinidad $< 6.25 \%$ (IC: 95 %, LI: 30.6, LS: 30.7). Este resultado demuestra que cuando aumenta la consanguinidad no necesariamente aumentará los días de la edad al primer parto.

Vergara (2002) realizó una investigación para calcular la consanguinidad en un rebaño lechero en Frutillar (Chile) y sus efectos en los niveles productivos y reproductivos; los datos se obtuvieron de un rebaño lechero (157 vacas) de raza Overo Colorado en el cual se evaluó el efecto de la consanguinidad en el intervalo entre partos, edad del primer parto y producción de leche. El coeficiente de consanguinidad se estimó con el programa Pedigree Viewer. Los resultados indicaron que 24 de las 157 vacas, se encuentran en los niveles de

12.5 a 25 %, siendo este el 15.3 % de la población; sin embargo, no se encontró un efecto de la consanguinidad en el lapso inter parto, edad al primer parto y en la producción de leche.

Wiggans, Van Raden y Zuurbier (1995) desarrollaron un estudio para el cálculo y uso de los coeficientes de consanguinidad para la evaluación genética de ganado lechero en el estado de Maryland de los Estados Unidos de Norteamérica. Los datos de pedigrí de las vacas de las razas Ayrshire, Brown Swiss, Guernsey, Milking Shorthorn, Holstein y Jersey fueron adquiridos de la base de datos de las diferentes asociaciones de razas para el caso de vacas registradas, y para las vacas no registradas los datos fueron adquiridos de los registros de lactancia del Centro de Procesamiento de Registros Lácteos. La población en estudios fue de 1409918 animales nacidos durante 1990. Los investigadores determinaron que los coeficientes de consanguinidad promedios fueron de 0.3 a 0.4 y que algunos animales presentaron un coeficiente mayor a 0.5. Wiggans et al., también determinaron que la consanguinidad tuvo un efecto negativo en los caracteres de producción (leche, grasa y proteínas) en todas las razas evaluadas.

1.2. BASES TEÓRICAS

1.2.1. Consanguinidad

Cardellino y Rovira (1987) sostienen que un individuo es consanguíneo o que tiene consanguinidad, cuando sus progenitores están emparentados. Otra definición de consanguinidad es entonces, la probabilidad de que un individuo posea dos alelos en el mismo locus y que además ambas sean copias de un mismo gen original, es decir, de un ancestro en común (Smith, 1997).

Según Lasley (1987) la consanguinidad se define como un sistema de apareamiento en el que la progenie es producida por padres estrechamente emparentados respecto al promedio de la población de la cual ellos provienen.

1.2.2. Efectos de la consanguinidad

Queiroz *et al.* (2000) nos explican que la consanguinidad produce un aumento de la homocigosis genética, provocando una alteración en la frecuencia genotípica que contienen genes recesivos, que usualmente son ocultados por alelos dominantes.

Cardellino y Rovira (1993)

“sostienen que las principales consecuencias de la consanguinidad son: a) Un incremento de la homocigosis en los individuos y una disminución relacionado en la heterocigosis; b) La unión de alelos en los subgrupos de individuos más emparentados; c) En la población como un todo, si es suficientemente notable, las frecuencias génicas permanecen constantes. Así mismo mencionan que aquellas características dominadas por pocos genes semejantes fenotípicamente entre los padres e hijos, afectan la interrelación con el vigor, productividad y viabilidad. Cardellino y Rovira también indican que la consanguinidad actúa imparcialmente al transformar en homocigotos tanto a los genes deseables como a los indeseables; sin embargo, ellos también infieren que es posible trabajar con niveles muy bajos de consanguinidad, con el fin que los genes deseables se fijen en mayor cantidad.”

Northcutt, Buchanan y Clutter (2001) señalan que la consanguinidad produce un incremento en las tasas de mortandad al nacimiento; por ejemplo, en vacas con un 25% de consanguinidad se produce un aumento aproximado de un 3,5% de mortandad, esto en comparación a vacas no consanguíneas. Así como, la manifestación de caracteres letales, como terneros con cabeza bulldog, que causan el deceso de los individuos; o subletales como criptorquidia, hernias y defectos de pezuña, lo cual reducen el vigor y la vida productiva (Mujica, 1992).

1.2.3. Coeficiente de la consanguinidad

El coeficiente consanguinidad mide o cuantifica la consanguinidad (F_x). En términos precisos, el coeficiente de la consanguinidad es la probabilidad de que ambos alelos de un gen en un individuo sean idénticos por descendencia (Cardellino y Rovira, 1987).

Márquez, Speidel, Enns y Garrick (2010) definen a la consanguinidad cerrada como un empadre entre padre e hijos o hermano y a la consanguinidad moderada entre medios hermanos, tío y sobrina, tía y sobrino, abuelo y nieta o primos cercanos; por ende, el

promedio de parentesco entre padres es útil para determinar la consanguinidad futura, también conocido como coeficiente de coancestría (Tabla 1).

Tabla 1

Eventos de consanguinidad moderada y cerrada, y los parientes requeridos en el pedigrí para poder detectarlos

| Tipo de consanguinidad | Paterno | Materno | Coeficiente de consanguinidad de la cría | Pariente(s) del Padre necesario para detectar el evento de consanguinidad | Pariente(s) del Madre necesario para detectar el evento de consanguinidad |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|--|---|---|
| Cercana | Padre | Hijas | 0.25 | - | Padre |
| | Hijo | Madre | 0.25 | Madre | - |
| | Hermano completo | Hermana completa | 0.25 | Ambos padres | Ambos padres |
| Moderada | Medio Hermano Paterno | Medio Hermana Paterno | 0.125 | Padre | Padre |
| | Medio Hermano Materno | Medio Hermana materno | 0.125 | Madre | Madre |
| | Nieto | Abuela paternal | 0.125 | Abuela paternal | - |
| | Nieto | Abuela maternal | 0.125 | Abuela Maternal | - |
| | Abuelo Paterno | Nieta | 0.125 | - | Abuelo paternal |
| | Abuelo Materno | Nieta | 0.125 | - | Abuelo Maternal |
| | Tio paternal completo | Sobrina entera | 0.125 | Ambos padres | Abuelos paternos |
| | Tio Maternal completo | Sobrina entera | 0.125 | Ambos padres | Abuelos maternos |
| | Sobrino entero | Tia paterna completo | 0.125 | Abuelos paternos | Ambos padres |
| | Sobrino entero | Tia maternal completo | 0.125 | Abuelos maternos | Ambos padres |
| Primos hermanos | Primos hermanos | 0.125 | Todos los abuelos | Todos los abuelos | |

Fuente: Marshall *et al.* 2002, citados por Vilela, 2015.

1.2.4. Método para medir la consanguinidad

Son muchas las metodologías usadas para cuantificar el coeficiente de consanguinidad, pero todas han sido creadas a partir de la fórmula general propuesta por Wright, 1922. Además, cabe mencionar que en la actualidad existen diversos programas de software, algunos de ellos libres o disponibles en la red. Los métodos a usar se definen según sea el tipo de información con respecto a las genealogías (Bourdon, 1997).

El cálculo del coeficiente de consanguinidad no requiere más que trazar la genealogía de forma retrospectiva hasta los ancestros comunes de los padres del individuo y calcular las probabilidades en cada segregación (Falconer, 1989).

A continuación, se muestra la fórmula general para el cálculo del coeficiente de consanguinidad descrita en cada uno de sus componentes propuesta por Wright (1922).

$$F_x = 1/2 \sum [(1/2)^n (1+F_a)]$$

Donde:

F_x: Coeficiente de consanguinidad del individuo X.

Σ : Sumatoria sobre todos los caminos que conectan con los padres de X a través de todos los antepasados.

n: Número de individuos en el camino correspondiente.

F_a: Coeficiente de consanguinidad del antecesor común en cada camino.

1.2.5. Consanguinidad y producción de leche

El efecto de la consanguinidad toma mayor importancia cuando este influye negativamente en la producción de leche, no solo la cantidad sino también su composición (grasa y proteína); afectando así su calidad nutricional y causando pérdidas económicas. De acuerdo con el estudio realizado por Thompson, Everett y Hammerschmidt (2000a) y Thompson, Everett y Wolfer (2000b), la consanguinidad afecta negativamente la producción de leche (Tabla 2).

Tabla 2

Consecuencias de la consanguinidad en la producción de leche en ganado Holstein en 365 días de Lactancia

| F (%) | Características de producción | | |
|--------------|--------------------------------------|-------------------|----------------------|
| | Leche (kg) | Grasa (kg) | Proteína (kg) |
| 2.00 | -36.24 | -1.56 | -0.22 |
| 4.00 | -116.34 | -4.21 | -2.88 |
| 6.00 | -180.68 | -7.13 | -4.46 |
| 8.00 | -300.35 | -10.00 | -7.74 |
| 10.0 | -395.53 | -13.83 | -10.81 |
| 16.9 | -630.30 | -21.54 | -17.81 |
| 26.4 | -707.78 | -23.33 | -19.93 |

Fuente: Thompson et al. (2000a).

Los reportes de Thompson *et al.* (2000a), nos muestran que la pérdida en la producción de leche, grasa y proteína presentan una correlación positiva respecto al aumento de la consanguinidad. Así, por ejemplo, en la producción lechera de la vaca Holstein en lactancia a 305 días, la producción disminuye -95.18kg cuando la consanguinidad aumenta

de 8 a 10 %, y la producción disminuye hasta -234.77kg cuando la consanguinidad aumenta del 10 a 16.9 %.

Cassell (1999) señala que el aumento del coeficiente de consanguinidad en 1 %, afectará a las características productivas y reproductivas de vacas lecheras Holstein; Cassell indica que la consanguinidad disminuye el tiempo de vida productiva del ganado Holstein, afectando en -13 días cuando la consanguinidad aumente al 1 %; asimismo demuestra que los parámetros productivos de la leche, grasa y proteína son los que sufren un mayor impacto. El trabajo de Cassell también muestra que el efecto de consanguinidad en las células somáticas es mínimo o casi nada (Tabla 3).

Tabla 3

Efecto de la consanguinidad en las características productivas de vacas Holstein

| Características | Efectos por cada 1 % de incremento de (F) |
|---|---|
| Vida productiva (días) | -13 |
| Prod. de leche durante la vida productiva (kg) | -358 |
| Prod. de grasa durante la vida productiva (kg) | -13 |
| Prod. de proteína durante la vida productiva (kg) | -11 |
| Prod. de leche durante la 1ra lactancia (kg) | -37 |
| Prod. de grasa durante la 1ra lactancia (kg) | -136 |
| Prod. de proteína durante la 1ra lactancia (kg) | -1.36 |
| Promedio células somáticas en la 1ra lactancia. | -0.004 |

Fuente: Adaptado de Cassell (1999).

Otras investigaciones también han demostrado el efecto negativo de la consanguinidad en el ganado lechero; por ejemplo, Parland, Kearney, Rath y Berry (2007) determinaron que en vacas de la raza Holstein-Friesian irlandesa, la consanguinidad tiene un efecto perjudicial en la producción de leche en vacas primíparas con 12.5 % de consanguinidad, reduciéndose la producción de leche, grasa y proteína en 61.8, 5.3 y 1.2 kg,

respectivamente; así como en las concentraciones de grasa y proteína en 0.05, 0.01 %, respectivamente; y en el registro natural de célula somáticas aumenta en 0.03.

1.2.6. Consanguinidad y edad al primer parto en vacas

Adamec *et al.* (2006), citados por Parland *et al.* (2007), sostiene que la consanguinidad tiene mayor efecto en vacas de primer parto, causando partos distócicos y muerte en la cría. A su vez Parland *et al.* (2007), determinó que una vaca con 12.5 % de consanguinidad (nacida después del apareamiento de medios hermanos no consanguíneos) se espera que tenga en promedio un intervalo entre partos más largo, es decir de 8.8 días más, mientras que la edad al primer parto se prolongue a 2.5 días más de lo normal, y que la tasa promedio de supervivencia en la segunda lactancia se reduzca en 4 %.

Macneil, Urick, Newman y Knapp (1992), cuando midieron los efectos de la consanguinidad en vacas Hereford, también encontraron que la consanguinidad causa una pérdida en el desarrollo fisiológico del animal. Además, Smith, Cassell y Pearson (1998), mencionan que por cada 1% de aumento en la consanguinidad, la edad al primer parto aumenta en 0.55 días, la vida productiva y la lactancia disminuye en 6 días y 4.8 días, correspondientemente.

1.2.7. Consanguinidad y características de conformación

De acuerdo con los estudios realizados en vacas Irish Hlstein-Friesian (Parland *et al.* 2007), la consanguinidad tiene un efecto significativo en algunos rasgos del cuerpo (como en la altura siendo demasiado pequeños o altos) y la ubre del animal, con la excepción de las posiciones laterales y vista de los pezones traseros. Para animales con un 12.5 % de consanguinidad, los efectos en su mayoría son no lineales y van en aumento de 0.15 a 0.19 unidades. La longitud del pezón fue el único rasgo relacionado con la ubre que se vio afectado linealmente por la consanguinidad, con pezones alargados en 0.01 unidades por aumento del 1 % en la consanguinidad (Tabla 4).

Tabla 4

Cambios en características de conformación, fertilidad, la supervivencia de las vacas con un 12.5 % de consanguinidad, con variables continuas en un modelo lineal o cuadrática

| | Lineal | Cuadrático | P- valor |
|--|----------------|-------------------|-----------------|
| Fertilidad y supervivencia | | | |
| Intervalo entre partos | 0.7 (0.21) | --- | 0.001 |
| Edad al primer parto | 0.2 (0.08) | --- | 0.005 |
| Supervivencia | - 0.3 (0.10) | --- | 0.006 |
| Conformación de la Ubre | | | |
| Profundidad de la ubre | 31.9 (8.41) | - 1.4 (0.58) | <0.001 |
| Altura de la ubre | 36.3 (9.41) | - 1.7 (0.65) | <0.001 |
| Soporte de la ubre | 28.7 (9.41) | - 1.4 (0.65) | 0.006 |
| Aditamiento de la ubre delantera | 33.3 (9.84) | - 1.6 (0.68) | 0.002 |
| Longitud de los pezones | 13.9 (4.65) | --- | 0.003 |
| Posición de la tetina, vista posterior | 7.3 (5.15) | --- | 0.157 |
| Posición de la tetina, vista lateral | - 5.3 (4.20) | --- | 0.207 |
| Marco y Capacidad | | | |
| Angularidad | 58.1 (8.11) | - 2.6 (0.56) | <0.001 |
| Ancho de pecho | - 61.3 (10.38) | 2.6 (0.71) | <0.001 |
| BCS | - 66.6 (11.17) | 3.2 (0.77) | <0.001 |
| Ancho de la rampa | - 16.2 (4.78) | --- | 0.001 |
| Estatura | 25.2 (7.72) | - 1.5 (0.53) | 0.005 |
| Angulo dela grupa | 5.2 (4.37) | --- | 0.238 |
| Profundidad del cuerpo | 1.2 (4.19) | --- | 0.777 |
| Patas y piernas | | | |
| Patras traseras ajustadas | 7.3 (4.08) | --- | 0.074 |
| Angulo de las patas | - 3.6 (4.82) | --- | 0.458 |
| Locomoción | - 1.4 (4.48) | --- | 0.764 |
| Comportamiento | | | |
| Facilidad de ordeño | - 7.1 (4.31) | --- | 0.098 |
| Temperamento | - 2.9 (3.82) | --- | 0.454 |

Fuente: Parland et al. (2007).

Smith *et al.* (1998) y Croquet *et al.* (2006), citados por Parland *et al.* (2007), utilizando modelos lineales mixtos, demostraron que los animales consanguíneos se caracterizaban por ser más pequeños, menos profundos y más angostos.

1.2.8. Consanguinidad y características reproductivas

Las características reproductivas, como: fertilidad, libido, esterilidad genética y mortandad embrionaria, también se ven desfavorecidas cuando los niveles de consanguinidad son elevados y lo mismo ocurre en relación al vigor de los animales recién nacidos (Johansson y Rendel, 1971).

En estudios en la raza Holstein (Mi, Chapman y Tyler, 1965), se ha encontrado una diferencia de 24 días a la edad de primer parto entre las vacas consanguíneas y no consanguíneas, esto debido a que la consanguinidad altera el ciclo estral y la pubertad de los animales, disminuyendo la eficiencia de la concepción y el aumento de la mortalidad de embriones. La mortandad embrionaria se incrementa en un 15 % y 36.8 % la tasa de preñez, en vacas consanguíneas. Lo cual deja en claro que el efecto negativo de la consanguinidad en la gestación es crítico (Johansson y Rendel, 1971).

En vacunos lecheros Holstein Friesian, raza altamente productiva con alimentación en la pradera, surgían algunas limitaciones en cuanto a la fertilidad, situación que no ocurre en sistema productivo de estabulación, debido a que existe mayor control en el manejo alimentario. En esta raza de vacuno lechero, también se ha observado que la consanguinidad afecta los rasgos reproductivos de las vacas; por ejemplo, la facilidad al parto y las tasas de concepción (González y Magofke, 2007). Cuando el coeficiente de consanguinidad es entre 6.25 % y 12.5 %, las vacas Holstein Friesian presentan una pérdida en la tasa de preñez del 1.68 %, mas no muestran una dificultad al parto (Tabla 5). Sin embargo, cuando el coeficiente de consanguinidad alcanza el 25 %, tanto la tasa de preñez como la dificultad al parto se ven afectados (6.37 % y 1.67 %, respectivamente).

Tabla 5

Efectos de la Consanguinidad en Tasas de Preñez y Distocias al parto en vacunos lecheros Holstein Friesian, España

| Niveles Consanguinidad (%) | Tazas de Preñez (%) | Incidencias de Distocias (%) |
|-------------------------------|------------------------|---------------------------------|
| 3.125<F<6.25 | -1.03 | 0.12 |
| 6.25F<12.5 | -1.68 | -0.07 |
| 12.5<F<25 | -2.00 | 0.71 |
| 25<F | -6.37 | 1.67 |

Fuente: Adaptado de González y Magofke (2007).

1.2.9. Usos de la consanguinidad

Lasley (1987), indica que el factor más restringido en el uso de la consanguinidad es la disminución del vigor híbrido, la cual tiene un efecto directo en la en las características productivas generando pérdidas económicas por la consanguinidad.

Según lo mencionado por Lasley (1987) estos caracteres productivos son:

- La consanguinidad permite determinar el valor genético real del animal.
- La consanguinidad es una forma práctica de seleccionar contra un gen recesivo que es de importancia económica, ya que en la práctica se pone al descubierto los genes recesivos ocultos, los individuos homocigotos recesivos y los heterocigotos que pueden ser identificados y descartados.
- La consanguinidad permite formar familias dentro de una raza, especialmente si se practica la selección al mismo tiempo, para caracteres de baja heredabilidad.
- El uso de la consanguinidad se recomienda en animales de engorde, ya que la producción y el comportamiento son afectados por la consanguinidad.
- El uso más práctico de la consanguinidad es el desarrollo de líneas reproductivas, cuando dos o más líneas se cruzan la probabilidad de obtener una mejor pureza es alta.
(p.184)

1.2.10. Aspectos a considerar en el control de la consanguinidad

Doormaal (2002) sugiere dos formas de controlar la acumulación de la consanguinidad en una población. La primera es crear centros de inseminación artificial, en el cual se mantenga un equilibrio entre los altos valores genéticos de los toros y la variabilidad de la elección de los toros jóvenes, sin perder el valor genético del reproductor. La segunda es evaluar cuanto sería el porcentaje de consanguinidad en la cría antes de reproducir a una vaca y así evitar porcentajes altos de consanguinidad.

Así mismo, Cassell (1999) indica que, para tener un mejor control de la consanguinidad, se debe conocer el pedigrí del animal del establo, para evitar realizar cruces entre animales emparentados. Por lo tanto, es necesario conocer como mínimo cinco o más generaciones, y de esta manera se podría trabajar con niveles mínimos de consanguinidad; además que permitiría también el uso racional de los toros en los apareamientos.

Smith *et al.* (1997) mencionan que la mejora genética de los animales puede lograrse a través del uso de cruzamiento, manteniendo de esta manera la diversidad genética. Todo esto requiere tener un buen sistema de identificación de todos los animales, y así conocer el nivel de parentesco que pudiera haber entre ellos, para luego poder cuantificar el coeficiente de consanguinidad de la progenie futura.

CAPÍTULO II: MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. Lugar

El desarrollo de la tesis se realizó en el establo Granados, ubicado en la Panamericana Norte km. 168.5 – Irrigación San Felipe en el distrito de Végueta (Provincia Huaura, Lima), cuenca lechera de la Región de Lima. Geográficamente se encuentra a una altitud de 69 m.s.n.m., cuyas coordenadas son: 11°56'31"S y 77°38'48"O. Los límites del distrito son: por el norte con el centro poblado El Rosario, por el sur con Muralla, por el oeste con el centro poblado Medio Mundo y por el este con San Felipito.

2.2. Materiales

Los materiales utilizados en la investigación fueron los registros de genealogía, reproducción y de producción lechera de los vacunos de raza Holstein. Se seleccionaron datos a partir del año de 1980, considerándolo como año base para el inicio de la investigación, hasta enero del año 2016. Estos registros fueron recopilados de cuadernos y de documentos que se pudieron hallar en el establo Granados.

2.3. Métodos

2.3.1. Cálculo de la consanguinidad

Se seleccionó la información de las genealogías de 2632 vacas lecheras de la raza Holstein, de los registros físicos del Establo Granados desde el año 1980 al 2016. De las cuales a 2314 vacas se les pudo identificar la genealogía completa, es decir aquellas vacas que tuvieron identificados a su padre y a su madre; mientras que los demás animales (318) solo tenían padre o madre identificados, por lo que se tuvo que considerar el valor cero para los progenitores desconocidos, para lograr determinar la consanguinidad. Los datos del *pedigree* de los toros utilizados para la inseminación artificial, se adquirieron de los programas *Council On Dairy Cattle Breeding* y *Dairybulls*. Luego se procedió a crear un listado de cuatro columnas en una hoja de Excel con los datos de las genealogías de los

animales. En la primera columna, se colocó la identificación de la vaca, en la segunda columna la identificación de la madre, en la tercera columna la identificación del padre y en la cuarta columna la fecha de nacimiento de las vacas en estudio; en esta etapa se tuvo en consideración el orden ascendente según el número de identificación de las vacas y además se cuidó de que ningún animal de la primera columna se repita, ya que serán a ellos a quienes se les determine el valor del coeficiente de consanguinidad. Luego este archivo se guardó en formato de texto, para que pueda ser leído y procesado por el Programa *Endog v4.8*. Realizándose así, la cuantificación coeficiente de consanguinidad de todos los animales en estudio con el programa en mención (software libre).

El programa *Endog v4.8*, define a F como la probabilidad de que un individuo tenga dos alelos idénticos por descendencia. El aumento de la consanguinidad (ΔF) se calculó para cada generación por medio de la fórmula clásica:

$$\Delta F = \frac{F_t - F_{t-1}}{1 - F_{t-1}}$$

Donde F_t y F_{t-1} son el promedio endogámico de i_{th} generación.

Usando ΔF , *Endog* calculó el tamaño efectivo de la población (N_e) para cada generación que tiene $F_t > F_{t-1}$ para más o menos caracterizar el efecto de la consanguinidad a distancia y de cercanía.

$$N_e = \frac{1}{2\Delta F}$$

N_e se define como el número de animales de cría que llevaría al incremento real de la endogamia si contribuyeron igualmente a la siguiente generación (Gutiérrez & Goyache, 2005).

2.3.2. Efectos de la consanguinidad sobre la producción lechera

Para la medición de los efectos de la consanguinidad en la producción de leche, se obtuvieron registros de producción de leche para 2590 vacas; de estas, 2218 contaban con registros completos de producción de leche por campaña, de las cuales 353 fueron vacas

consanguíneas y 1865 fueron vacas no consanguíneas (para este análisis solo se consideraron lactaciones mayores a 305 días, dos ordeños).

Los registros de las lactaciones fueron considerados a partir del año de 1995 debido a que no se contaba con información para los años previos a 1995. Para comparar a las vacas consanguíneas (aquellas que presenta ancestros en común) y no consanguíneas, ya que la producción no es la misma según las edades de las vacas, puesto que el máximo pico de producción es en la edad adulta; se realizó el ajuste de las lactaciones por la edad adulta a 305 días a dos ordeños (Van Vleck, 1993), utilizándose la siguiente ecuación:

$$Y_{aij} = y_i - b_1 (X_{ij} - X)$$

Donde:

Y_{aij} = Producción de leche ajustada de la i-ésima vaca en la j-ésima lactación.

X_{ij} = Edad de la i-ésima vaca en la j-ésima lactación.

X = Edad promedio

b_1 = Coeficiente de regresión lineal.

y_i = Producción real a 305 días a dos ordeños con la i-ésima vaca.

Los coeficientes de regresión para la producción de leche se fijaron utilizando el programa estadístico SPSS, para luego precisar la producción ajustada a la edad adulta.

Una vez conseguidas las lactaciones ajustadas a la edad adulta, se promediaron todas las lactaciones por vaca para comparar descriptivamente las vacas consanguíneas frente a las no consanguíneas. Para medir los efectos de la consanguinidad en la producción de leche se usó la siguiente ecuación (Van Vleck, 1993):

$$Y_{ijkl} = U + \alpha_i + X_j + B_l + E_{ijkl}$$

Donde:

Y_{ijkl} = producción de la k-ésima vaca en el i-ésimo año en el j-ésimo parto (lactación) con en el l-ésimo nivel de consanguinidad

U = media poblacional

α_i = efecto del i-ésimo año.

X_j = efecto del j-ésimo parto.

j = número de partos

B_l = efecto de la consanguinidad del l-ésimo grupo.

E_{ijkl} = error experimental

2.3.3. Efectos de la consanguinidad en la reproducción de las vacas lecheras

Para establecer los efectos de la consanguinidad en las características reproductivas como la edad al parto e intervalos entre partos, se consideraron los registros completos para las características mencionadas.

a) Edad al parto

Para determinar los efectos de la consanguinidad en la edad al parto, se consideraron a las vacas consanguíneas (que fueron 234) que tuvieron hasta 7 partos registrados. Se determinó el efecto de la consanguinidad en la edad al primer parto con el siguiente modelo estadístico (Van Vleck, 1993).

$$Y_{ijk} = U + \alpha_i + B_j + E_{ijk}$$

Donde:

Y_{ijk} = Edad al parto de la k-ésima vaca en el i-ésimo año con el j-ésimo grupo de nivel de consanguinidad.

U = media poblacional.

α_i = efecto del i-ésimo año.

B_l = efecto de la consanguinidad del j-ésimo grupo.

E_{ijk} = error experimental.

b) Intervalo entre partos

Para establecer los efectos de la consanguinidad en el intervalo entre partos, sólo se trabajó con los datos de las vacas consanguíneas; para lo cual se usó la siguiente fórmula (Van Vleck, 1993).

$$Y_{ijklm} = U + \alpha_i + X_{ijklm} + B_l + C_l + E_{ijklm}$$

Donde:

Y_{ijklm} = Intervalo entre parto de la k-ésima vaca, en el m-ésimo parto, en el i-ésimo año, en el l-ésimo grupo de nivel de consanguinidad.

U = media poblacional.

α_i = efecto del i-ésimo año.

i = año cronológico.

X_{ijklm} = días abiertos en la k-ésima vaca, en el m-ésimo parto, en el i-ésimo año, en el l-ésimo grupo de nivel de consanguinidad.

B_l = efecto de los días abiertos (coeficiente de regresión).

C_l = efecto del l-ésimo grupo de consanguinidad.

E_{ijklm} = error experimental.

c) Numero de inseminación por concepción

Para determinar los efectos de la consanguinidad en el número de inseminación por concepción, sólo se trabajó con los datos de las vacas consanguíneas, usando el siguiente método descrito por Van Vleck (1993).

$$Y_{ijkl} = U + \alpha_i + X_j + B_l + E_{ijkl}$$

Donde:

Y_{ijkl} = Número de servicios por concepción de la k-ésima vaca, en el j-ésimo parto (lactación), en el i-ésimo año, en el l-ésimo grupo de nivel de consanguinidad.

U = media poblacional.

α_i = efecto del i-ésimo año

X_j = efecto del j-ésimo parto,

B_l = efecto de la consanguinidad del l-ésimo grupo.

E_{ijkl} = error experimental

CAPÍTULO III: RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En esta investigación se contó con 2632 registro genealógico de vacas lecheras de raza Holstein nacidas desde los años 1980 a 2016; sin embargo, solo se pudo identificar la genealogía completa de 2314 vacas.

Obtenidos los registros, se cuantificaron los niveles de consanguinidad y se evaluaron los efectos que ocasiona en las características de producción de leche y de reproducción del ganado del Establo Granados de la Cuenca Lechera de Lima.

3.1. Cuantificación de la Consanguinidad

Se determinó que, de las 2632 vacas, 420 de ellas resultaron ser consanguíneas, siendo el 15.96 % de la población total de vacunos lecheros, con un promedio de consanguinidad del 1.4 %. En la Tabla 6, se muestran los niveles de consanguinidad agrupados en clases hallados en el estudio.

El porcentaje de vacunos consanguíneos (15.96 %) hallado en la presente investigación fue similar al porcentaje reportado por Barriga (2008), quien también investigó la consanguinidad en vacunos Holstein en Perú (2802 animales de la Unidad Experimental de Zootecnia de la UNALM), en donde determinó que el 13.3 % de estos animales fueron consanguíneos; sin embargo, en el población de vacunos que analizó Barriga, la media de consanguinidad fue de 0.25 %, porcentaje menor a lo reportado en el Establo Granados en el presente trabajo (1.4 %). En un estudio realizado por Ruiz (2009), también en una cuenca lechera de Lima, Perú (establo Montegrande) empleando 2542 registros de vacas Holstein, encontró que el 33.1 % del total de la población presentaron algún nivel de consanguinidad; el doble a lo reportado en el Establo Granados; pero el coeficiente de consanguinidad promedio fue de 0.0013 %, muchísimo menor al nuestro.

Tabla 6

Distribución de animales por niveles de consanguinidad

| Niveles de F % | | | Vacas | |
|----------------|-------|-------|-------------|------------|
| | | | N | % |
| | F = | 0 | 2212 | 84.04 |
| 0 | < F < | 6.25 | 398 | 15.12 |
| 6.25 | < F < | 12.5 | 11 | 0.42 |
| 12.5 | < F < | 18.75 | 2 | 0.08 |
| | F ≥ | 25 | 9 | 0.34 |
| TOTAL | | | 2632 | 100 |

Fuente: Elaboración propia.

Las vacas que presentaron un alto nivel de consanguinidad, sobre el 6.25 % fueron 22 (0.84 %), de las cuales nueve vacas tuvieron un nivel de consanguinidad de ≥ 25 %. Mientras que la mayor parte de la población consanguínea (398 vacas, 15.12 %), presentaron niveles mínimos; es decir menor a 6.25 %. Un estudio similar realizado por Pacheco *et al.* (2009) en México, también en vacas Holstein, encontraron que de 1112 vacas, el 16 % (179) presentaron un nivel de consanguinidad promedio de 21.1 %, de un rango de 0.78 % a 37.5 %.

Estos resultados podrían compararse con otra investigación sobre consanguinidad realizada por Andere *et al.* (2017) en la República de Argentina, en la cual ellos usaron una población de 422563 animales, todos con ancestros conocidos y nacidos entre los años de 1990 y 2009, determinaron que la consanguinidad promedio para el total de animales en estudio fue de 3.3 %. Sin embargo la consanguinidad promedio para hembras (n=22174) fue del 4 %; es decir este grupo de animales consanguíneos eran casi el 5 % de la población total en estudio.

Tabla 7

Consanguinidad promedio por año de nacimiento en el Establo Granados

| Año | Animal en el establo | | Animal consanguíneo | |
|--------------|----------------------|------------|---------------------|------------|
| | N | F | N | F |
| 1980 | 82 | 0.00308642 | 1 | 0.25 |
| 1981 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1982 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1983 | 0 | 0 | | 0 |
| 1984 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| 1985 | 4 | 0 | 0 | 0 |
| 1986 | 4 | 0.125 | 2 | 0.25 |
| 1987 | 3 | 0 | 0 | 0 |
| 1988 | 14 | 0 | 0 | 0 |
| 1989 | 16 | 0 | 0 | 0 |
| 1990 | 15 | 0 | 0 | 0 |
| 1991 | 20 | 0 | 0 | 0 |
| 1992 | 24 | 0.01041667 | 1 | 0.25 |
| 1993 | 20 | 0 | 0 | 0 |
| 1994 | 27 | 0.01851852 | 2 | 0.25 |
| 1995 | 33 | 0 | 0 | 0 |
| 1996 | 40 | 0 | 0 | 0 |
| 1997 | 25 | 0 | 0 | 0 |
| 1998 | 23 | 0.00186821 | 2 | 0.0214844 |
| 1999 | 32 | 0.00160217 | 4 | 0.01281737 |
| 2000 | 51 | 0 | 0 | 0 |
| 2001 | 58 | 0 | 0 | 0 |
| 2002 | 69 | 0 | 0 | 0 |
| 2003 | 74 | 0.00024414 | 1 | 0.0180664 |
| 2004 | 80 | 0.00063906 | 17 | 0.00300732 |
| 2005 | 78 | 0.00110528 | 15 | 0.00574748 |
| 2006 | 124 | 0.00024457 | 10 | 0.00303268 |
| 2007 | 123 | 0.00022994 | 8 | 0.00353527 |
| 2008 | 134 | 0.00139293 | 16 | 0.01166583 |
| 2009 | 136 | 0.00153371 | 44 | 0.00474055 |
| 2010 | 190 | 0.00162525 | 59 | 0.00523384 |
| 2011 | 200 | 0.00301595 | 71 | 0.00837764 |
| 2012 | 207 | 0.00417331 | 94 | 0.00914577 |
| 2013 | 213 | 0.00489244 | 66 | 0.01578925 |
| 2014 | 260 | 0.0028906 | 4 | 0.1878891 |
| 2015 | 247 | 0.00035016 | 2 | 0.04324437 |
| 2016 | 5 | 0.00016594 | 1 | 0.0008297 |
| TOTAL | 2632 | | 420 | |

Fuente: Elaboración propia.

Tal como se muestra en la Tabla 7, se puede observar que, durante los 36 años, el ganado en el Establo Granados presentó un coeficiente de consanguinidad bajo; excepto en cuatro años donde se obtuvo un $F\bar{X}$ de 25 %: 1980, 1986, 1992 y 1994. En el año 1980, el coeficiente de la consanguinidad en promedio fue de 0.31 % para un total de 82 animales, sin embargo la consanguinidad se presentó en una sola vaca siendo su coeficiente de consanguinidad de 25 %; lo mismo sucedió en el año 1986 donde (n=4, de las cuales dos tuvieron vacas consanguíneas y presentaron un $F\bar{X}$ = 25 %; posteriormente, en 1992 donde n=24 y solo una vaca presentó un $F\bar{X}$ = 25 % , y en 1994 se tuvo solo dos vacas consanguíneas, los cuales reportaron $F\bar{X}$ = 25 % para n=27. Probablemente, esto se deba a que en aquellas vacas se usó el mismo toro y que la población de animales en estudio fue muy reducida; además no se contó con información completa.

En la Tabla 7, también se puede observar que a partir de 1995 el coeficiente de consanguinidad disminuye hasta alcanzar $F=0$; pero nuevamente en el año 2003 se incrementa y tiene una variación anual de 0.432 % durante los años de 2003 al 2016. En el presente estudio, estas variaciones posiblemente se deben a que a partir de entonces en el establo se implementó un sistema de apareamientos mediante el uso de la inseminación artificial en los animales.

3.2. Efecto de la consanguinidad en la producción de leche

El nivel de la consanguinidad no mostró efectos significativos sobre la producción de leche ($p = 0.508$ NS), es decir no tuvo influencia negativa ni positiva en la producción de las vacas consanguíneas (ver Apéndice 1). Esto podría deberse a que, en el presente trabajo de investigación las vacas consanguíneas fueron pocas ($F\bar{X}$ =1.4 %, n=420, N=2212 vacas con registros completos), 398 vacas presentaron un $F_x \leq 6.25$ % y solo tuvo 22 vacas con niveles de consanguinidad igual o mayor al 6.25 %, de las cuales solo 9 tenía 25 % de consanguinidad (Tabla 6); asimismo de las 2632 vacas identificadas solo se pudieron obtener datos completos para la producción de leche de 2590 vacas. Nuestros resultados concuerdan con los obtenidos por Ruiz (2009), quien en su estudio sobre el efecto de la consanguinidad en la producción de leche de vacas Holstein, no encontró efectos

significativos de la consanguinidad en la producción de leche ($p=0.0693$); en el estudio de Ruiz, las vacas consanguíneas también fueron pocas ($F\bar{X}= 0.0013 \%$; $n=344$, $N=2542$).

En el estudio de Pacheco *et al.* (2009) donde se analizaron 1112 hembras, el 16 % (179 vacas) presentó un nivel de consanguinidad promedio de 21.1 %, y no se encontró un efecto de la consanguinidad en producción láctea entre vacas consanguíneas y las no consanguíneas $p>0.5$. Sin embargo, Pacheco indica que por cada 1 % de incremento en la consanguinidad, la producción de leche disminuye en 8.86 kg de leche por lactación.

Por otro lado, Parland *et al.* (2007) encontraron que un valor para el coeficiente de consanguinidad del 12.5 % en animales de primer parto, la producción de leche se reduce en 61.8 kg por campaña. Sin embargo, cuando en nuestro estudio se comparó descriptivamente la producción de leche entre las vacas consanguíneas con las no consanguíneas (Tabla 8), si se encontraron diferencias. El promedio de producción de leche para las vacas consanguíneas fue de 10760.634 ± 1675.468 kg de leche y para las vacas no consanguíneas 10103.993 ± 1661.427 kg de leche; es decir las vacas consanguíneas produjeron 656.641 kg más leche que la no consanguínea. Estas variaciones entre vacas consanguíneas y no consanguíneas en la producción de leche podría deberse a que las vacas consanguíneas son solo 420, mientras que las no consanguíneas son 2212 vacas.

Cabe mencionar que existe la posibilidad de que la presente investigación al tener 1 % de consanguinidad promedio en el hato lechero, las vacas consanguíneas tengan una mayor producción lechera frente a las no consanguíneas; ya que la consanguinidad tiene como característica principal potenciar las características deseables, lo cual autores como Cardellino y Rovira (1987) y Lasley (1987) hacen mención a ello. Sin embargo, la población en estudio al no tener una información completa y una diferencia significativa entre número de individuos consanguíneos y no consanguíneos no permite determinar la significancia del efecto de la consanguinidad en la producción lechera.

Tabla 8

Estadística comparativa de producción de leche entre vacas consanguíneas y no consanguíneas

| Variables | Vacas | |
|------------------------|---------------|------------------|
| | Consanguíneas | No Consanguíneas |
| N | 420 | 2212 |
| Promedio de leche (kg) | 10760.63 | 10103.99 |
| Desviación estándar | 1675.47 | 1661.43 |
| Valor mínimo | 6831.08 | 3117.08 |
| Valor máximo | 15439.08 | 16758.65 |
| Mediana | 10700.77 | 10095.45 |

Fuente: Elaboración propia.

3.3. Efectos de la consanguinidad en la edad al primer parto

En este estudio, solo se dispuso de 665 registros de reproducción debido a que no se contó con mayor información al momento de recopilar los datos de establos de Granados. En los efectos de la consanguinidad sobre la edad al primer parto, no se encontró significancia estadística ($p=0.736$; $\alpha=0.05$; ver Apéndice 2): sin embargo, se observó que con un nivel de consanguinidad ≥ 25 %, las vacas tuvieron 15 días menos que aquellas tuvieron un nivel de consanguinidad de 12.5 % a 18.75 %; se incrementa 1.2 días por cada 1 % de consanguinidad (Tabla 9). Cassell (1999) reportan que por cada 1 % de incremento en la consanguinidad, la edad al primer parto aumenta en 0.36 días, mientras Aguirre *et al.* (2013) encontró que las vacas con baja consanguinidad (<6.25 %) tuvieron 18 días menos, al evaluar la edad al primer parto ($p<0.01$), en relación con las que tienen alto nivel de consanguinidad (≥ 6.25 %).

Los resultados obtenidos en el presente trabajo de investigación podrían deberse a que los niveles de consanguinidad altos, mayor a 6.25 %, solo lo presentaron 15 vacas, mientras que 334 tuvieron niveles de consanguinidad por debajo de 6.25 % (Tabla 9). Estos resultados fueron similares a los obtenidos por Ruiz (2009), quien al trabajar con 417 registros para la característica de edad al primer parto y un promedio de 0.0013 % de nivel

de la consanguinidad, encontró que no había efecto significativo de la consanguinidad en la edad al primer parto ($p=0.932$).

Tabla 9

Edad al primer parto en los diferentes niveles de la consanguinidad

| Clases consanguinidad | | | Edad al primer parto | | |
|-----------------------|----------|--------|----------------------|-----------|------|
| | | | n | \bar{X} | Ds |
| | F = | 0 | 316 | 718.7 | 32.8 |
| 0 | < F < | 0.0625 | 334 | 728.9 | 62.7 |
| 0.0625 | < F < | 0.125 | 9 | 743.1 | 66 |
| 0.125 | < F < | 0.1875 | 2 | 728 | 84.9 |
| | F \geq | 0.25 | 4 | 713.3 | 60.5 |

Fuente: Elaboración propia.

3.4. Efectos de la consanguinidad en el intervalo entre partos

Se tuvo un total de 512 vacas con registros para esta característica. Se consideraron hasta siete registros de partos y un parto como mínimo. Además, la mayoría de las vacas que tenían los registros para este análisis, presentaron niveles de consanguinidad muy bajos.

Según la pruebas estadísticas realizadas (ver Apéndice 3), la consanguinidad no afectó significativamente al intervalo entre partos, ($p=0.527$); estos resultados coinciden con los obtenidos por Ruiz (2009), que luego de haber estudiado el efecto de la consanguinidad en el intervalo entre partos, usando un total de 591 registros para intervalos entre partos y con un coeficiente de consanguinidad promedio de 0.0013 %, concluyó, que no había efecto significativo ($p=0.961$) de la consanguinidad para la característica en estudio.

De acuerdo con el análisis realizado, se puede observar que el intervalo entre partos en días fue muy variable; entre los niveles de consanguinidad de 6.25 % a 12.5 % y 0 % a 6.25 % hay un diferencia 4 días más en el intervalo entre partos (436.79 días para $F < 6.25$ % y 440.36 días para 6.25 % - 12.5 %); no obstante, se observa que un nivel de consanguinidad de 18.75 %, que mostró una sola vaca, tiene un intervalo de parto de 358 días; es decir 82 días menos que las vacas con nivel de consanguinidad entre 6.25 % - 12.5 %; y 281 días

menos que las vacas con nivel de consanguinidad $\geq 25\%$ (Tabla 10). Sin embargo, debido a que el establo Granados en su inicio no registraba de manera adecuada la información del ganado vacuno lechero y los datos o registros de esta característica reproductiva fueron muy pocos, no es posible hacer un mayor análisis de estos resultados.

Otros autores como Cassell (1999) y Aguilar (1969), determinaron que por cada 1 % de aumento de la consanguinidad, el intervalo entre partos se incrementaba en 0.26 y 5 días correspondientemente.

Tabla 10

Intervalo entre partos en días en promedio a diferentes niveles de consanguinidad

| Clases consanguinidad | | | N | Intervalo de partos | |
|-----------------------|----------|--------|-----|---------------------|--------|
| | | | | \bar{X} días | Ds |
| 0 | < F < | 0.0625 | 496 | 436.79 | 84.73 |
| 0.0625 | < F < | 0.125 | 11 | 440.36 | 87.32 |
| 0.125 | < F < | 0.1875 | 1 | 358 | 0 |
| | F \geq | 0.25 | 4 | 639 | 400.38 |

Fuente: Elaboración propia.

3.5. Efectos de la consanguinidad en el número de servicios por concepción

De acuerdo con los análisis estadísticos realizados, la consanguinidad no tuvo efectos significativos en el número de servicios por concepción en las vacas estudiadas, el valor que se obtuvo fue de $p = 0.450$ (ver Apéndice 4); esto podría explicarse porque los niveles de consanguinidad obtenidos en el presente trabajo de investigación fueron muy bajos ($F\bar{X}=15.96\%$, $n=234$). Este resultado también se obtuvo en el estudio de Ruiz (2009), donde la consanguinidad tampoco afectó el número de servicios por concepción ($p=0.5281$). Sin embargo, otros estudios sí han encontrado efectos de la consanguinidad en esta característica evaluada; por ejemplo, el estudio realizado por Aguirre *et al.* (2013) en vacas de raza Holstein y Jersey obtuvo 0.08 días más en los servicios por concepción como efecto de la consanguinidad, con un valor de $p < 0.01$, ($Fx= 22.6\%$, $n=12\ 309$). Aguirre *et al.* (2013) también encontraron que en los días abierto hubo 0.53 días más para animales con baja consanguinidad ($p=0.71$); por lo tanto, la consanguinidad no afectó los días

abiertos, pero sí levemente los servicios por concepción y la edad al primer parto, en vacas Holstein y Jersey.

En la Tabla 11, se presentan los promedios de servicios por concepción, en las vacas con diferentes niveles de consanguinidad, donde se hacen comparaciones descriptivas por clases según los niveles de consanguinidad.

Tabla 11

Número de servicio por concepción en promedio para vacas consanguíneas

| N° PART O | NIVELES DE CONSAGUINIDAD | | | | | | | | | | | |
|-----------------|--------------------------|------|-------|-------|------|------|------|---|-------|-----|------|------|
| | 0 | < F | 0.062 | 0.062 | < F | 0.12 | 0.12 | F | 0.187 | F ≥ | | 0.25 |
| | N | X | Sd | N | X | Sd | N | X | Sd | N | X | Sd |
| 1 | 350 | 3.23 | 2.20 | 9 | 4.67 | 3.39 | 2 | 2 | 1.41 | 4 | 4.75 | 2.63 |
| 2 | 92 | 3.43 | 2.05 | 6 | 4 | 1.26 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 |
| 3 | 132 | 3.58 | 1.97 | 3 | 4 | 1 | - | - | - | - | - | - |
| 4 | 64 | 3.16 | 1.88 | 1 | 3 | 0 | - | - | - | - | - | - |
| 5 | 26 | 3.35 | 1.90 | 1 | 2 | 0 | - | - | - | - | - | - |
| 6 | 9 | 4.11 | 1.83 | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| 7 | 2 | 2 | 1.41 | - | - | - | - | - | - | - | - | - |

Fuente: Elaboración propia.

CAPÍTULO IV: CONCLUSIONES

1. De los 2632 vacunos lecheros analizados del establo Granados, el 84.04 % no presentaron consanguinidad, mientras que el 15.96 % (420 vacas) si presentaron consanguinidad. De las vacas consanguíneas, 22 presentaron un nivel de consanguinidad mayor al 6.25 %.
2. No se apreciaron efectos significativos ($p= 0.508$) de consanguinidad en las características de producción, siendo el promedio de producción de leche para vacas consanguíneas 10760.634 ± 1675.468 kg y para vacas no consanguíneas 10103.993 ± 1661.427 kg, tomando en cuenta una campaña de 305 días por dos ordeños al día respectivamente.
3. En sus características reproductivas: edad al primer parto, intervalo entre partos y número de servicios por concepción, la consanguinidad no presentó efectos significativos. Para la edad al primer parto con un nivel de significancia del 5 % no se encontró significancia estadística $p=0.736$; mientras que para el intervalo entre partos para los niveles de consanguinidad $0 < F < 0.0625$, $0.0625 < F < 0.125$, $0.125 < F < 0.1875$ y $F \geq 0.25$ el promedio fue de 436.79 ± 84.73 , 440.36 ± 87.32 , 358 ± 0 y 639 ± 400.38 días, respectivamente. Los promedios para el número de servicios por concepción al primer parto fue de 3.23 ± 2.20 para $F < 0.0625$, 4.67 ± 3.39 para $0.0625 < F < 0.125$, 2 ± 1.41 para $0.125 < F < 0.1875$, y 4.75 ± 2.63 para $F \geq 0.25$.

CAPÍTULO V: RECOMENDACIONES

1. Optimizar un sistema de registros de datos genealógicos, productivos y reproductivos en el establo lechero, por ser una documentación básica que ayuda a lograr un mejor control sobre el vacuno lechero, con el fin de evitar la consanguinidad.
2. Conocer el valor del coeficiente de consanguinidad de una población antes de elegir un programa de mejoramiento genético. Ya que este ayudaría a tomar una mejor decisión en cuenta a la elección de reproductor, con la finalidad de evitar la acumulación de la consanguinidad en hato lechero.
3. Incorporar el uso de un software administrativo que faciliten la información rápidamente para el manejo del hato lechero; por ejemplo, Hato AfiFarm, SireMatch, Delpro, etcétera, para mejorar la gestión del establo bovino. Estos tipos de programas ayudan a optimizar el rendimiento del establo y aumentar la productividad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilar, R. F. (1969). *Efectos de la consanguinidad sobre las características económicas del ganado criollo lechero*. (Tesis de maestría). Instituto Interamericano de Ciencia Agrícolas de la OEA. Turrialba, Costa Rica.
- Aguirre, J., Vargas, B. & Romero, J. J. (2013). Efectos de la endogamia sobre parámetros reproductivos en vacas Holstein y Jersey de Costa Rica. *Agronomía mesoamericana* 24 (2), 245 - 255.
- Andere, C. I., Rubio, N., Rodriguez, E., Aguilar, I. & Casanova, D. (2017). Análisis de la consanguinidad de la población de bovinos Holando inscripto en el sistema de Control Lechero Oficial de la República Argentina. *Revista de investigación agropecuaria*, 43 (1), 1669-2314.
- Barriga, S. (2008). *Coeficiente de Consanguinidad en vacas y líneas genéticas de Toros Holstein del establo de Vacunos de la Unidad Experimental de Zootecnia Años 1949 – 2006*. (Tesis de grado). Universidad Nacional Agraria la Molina, Lima.
- Bourdon, R. M. (1997). *Understanding animal breeding*. USA: Prentice Hall.
- Cardellino, R. & Rovira, J. (1987). *Mejoramiento Genético animal*. Uruguay: Agropecuario Hemisferio Sur.
- Cardellino, R. & Rovira, J. (1993). *Mejoramiento Genético animal* Uruguay: Agropecuario Hemisferio Sur.
- Cassell, B. (1999). Inbreeding. *Extension Dairy Scientist*. Recuperado de <http://www.ext.vt.edu/pubs/dairy/404-080/404-080.html#pdc>
- Doormaal, B. (2002). Inbreeding in Canadian breeds. Recuperado de https://www.cdn.ca/Articles/9908/inbreeding_in_canadian_dairy_bre.htm
- Falconer, D. S. (1989). *Introduction to Quantitative Genetics*. USA: Longmans Green
- González, H. & Magofke, J. (2007). *Comportamiento de diferentes líneas de ganado Holstein en sistemas de producción basado en pastoreo*. (Tesis de grado) Universidad de Chile, Santiago.
- Gutiérrez, J. P. & F. Goyache (2005). *Guía de usuario v4.8 ENDOG*. España: Madrid.
- Johansson, I. & Rendel, J. (1971). *Genética y Mejora Animal*. España: Acribia Zaragoza.
- Lasley, J. F. (1987) *Genética y mejoramiento del ganado*. México: Interamericana Mc Graw Hill.
- León, J, Alfredo, R, Blanco. F. (2006). Índice de consanguinidad y caracterización fenotípica y genética de la raza bovina criolla Blanco Orejinegro. *Corpoica – Ciencia y Tecnología Agropecuaria*, 7(1), 16 – 24.

- Macneil, M., Urick, J., Newman, S. & Knapp, B. (1992). Selection for postweaning growth in inbred Hereford cattle. *Animals. Scientific*. 70, 723 – 733.
- Márquez, G., Speidel, S., Enns, R. & Garrick, D. (2010). Genetic diversity and population structure of American Red Angus cattle. *Journal of Animal Science*. 88, 59 – 68.
- Mi, M. P, Chapman, A. B. & Tyler W. J. (1965). Effects of mating system on production traits in dairy Science. 48(1), 77-84.
- Mujica, F. (1992). *Hibridismo en producción animal*. Valdivia: Latrille.
- Mujica, F., Latrille, L. & Vergara, C. (2012). Estimación de la consanguinidad en un rebaño lechero doble propósito y su relación con rendimiento productivo y reproductivo: un estudio de caso en el Sur de Chile. *Agro Sur*, 4 (1), 1 – 11.
- Northcutt, L., Buchanan, D. & Clutter, A. (2001). *Inbreeding in cattle*. Recuperado de <http://pods.dasnr.okstate.edu/docushare/dsweb/Get/Document-1974/ANSI-3165web.pdf>
- Oré, J., Fuentes, E., Mellisho, E. (2009). Estimación del coeficiente de consanguinidad de toros Brown Swiss registrados en el Perú, Año 2003. *Revista de Investigación Veterinaria*, 20, 208-212.
- Pacheco, P., Hernández, J. R. & Magaña, F. (2009). Efecto de consanguinidad sobre la producción láctea en vacas Holstein en el establo “La Estrella”, León, Gto. México. *Revista Chapingo Serie Zonas Aridas*, 9, 71-75.
- Parland, S., Kearney, F., Rath, M. & Berry, P. (2007). Inbreeding effects on milk production, calving performance, fertility and conformation in Irish Holstein-Friesians. *Jurnal Dairy Scientific*, 90(9), 4411– 4419. doi:10.3168/jds.2007-0227.
- Queiroz, S., Albuquerque, L. & Lanzón, N. (2000). Efecto de endogamia sobre características de crecimiento de bovinos da raza Gir en Brasil. *Revista Brasil Zootecnia*, 29(4), 1014 – 1019.
- Rodas, J. E. (2003). *Tendencia de la consanguinidad en el hato Jersey registrado de Guatemala*. (Tesis de grado). Universidad de San Carlos de Guatemala. Guatemala.
- Rodríguez, M. & Guerra, D. (2009). Estudio de la consanguinidad en vacuno criollo de Cuba. *Ciencia y Tecnología Ganadera*, 3, 69 – 72.
- Ruiz, A., Nuñez, R., Ramirez, R., Dominguez, M. & Martinez, E. (2006). Niveles y efectos de la consanguinidad en variables de crecimiento y reproductivas en bovinos Tropicarne y Suizo Europeo. *Art. en Agrobiencia*, 40,289-301.
- Ruiz, B. M. (2009). *Efectos de la consanguinidad en la producción y reproducción el establo Montegrande de la cuenca lechera de Lima*. (Tesis de maestría). Universidad Nacional Agraria la Molina, Lima, Perú.

- Salazar, M., Castillo, G., Murillo, J., Hueckmann, F. & Romero, J. (2013). Edad al primer parto en vacas Holstein de lechería especializada en Costa Rica. *Agronomía Mesoamericana*, 24(2): 233 – 243.
- Smith, L. (1997). *The effects of inbreeding on lifetime performance of dairy cattle*. (Tesis Master). Virginia Polytechnic Institute, and State University, Blacksburg.
- Smith, L., Cassell, B., & Pearson, R. (1998). The effects of inbreeding on lifetime performance of dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 81, 2729 – 2737.
- Thompson, J., Everett, R. & Hammerschmidt, N. (2000a). Effects of inbreeding on production and survival in Holsteins. *Journal of Dairy Science*, 83, 1856-1863.
- Thompson, J., Everett, R. & Wolfer C. W. (2000b). Effects of inbreeding on production and survival in Jerseys. *Journal of Dairy Science*, 83, 2131-2138.
- Van Vleck, L. D. (1993). *Selection index and introduction to MIXED MODEL METHODS*. Florida: Boca Raton : CRC Press, ©1993.
- Vergara, C. A. (2002). *Cálculo de consanguinidad en un rebaño lechero doble propósito (Overo Colorado) y su relación con niveles productivos y reproductivos*. (Tesis grado). Universidad Austral De Chile, Valdivia, Chile.
- Vilela, J. L. (2015). *Estimación de coeficientes de consanguinidad y su efecto sobre peso al nacimiento y peso de vellón en una población de alpacas*. (Tesis grado). Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.
- Wiggans, G., Van Raden, P. & Zuurbier, J. (1995). Calculation and use of inbreeding coefficients for genetic evaluation of United States dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 78, 1584 - 1590.
- Wright, S. 1922. Coefficients of inbreeding and relationship. *The American Naturalist*. 56, 330 – 338.

TERMINOLOGÍA

- **Alelos:** La forma en que se expresa un gen, y puede ser dominante o recesivo.
- **Coefficiente de consanguinidad:** Es la cuantificación porcentual o proporcional de la consanguinidad y representa la reducción de los genotipos heterocigotos de un individuo que es consanguíneo.
- **Consanguinidad:** Es la probabilidad de que un individuo posea dos alelos en el mismo locus y que además ambas sean copias de un mismo gen original, es decir, de un ancestro en común.
- **Cruzamiento:** Es un sistema para aparear animales entre razas (de la misma especie) o genéticamente distante.
- **Días abiertos:** Son los días que comprenden entre un parto y la concepción de la vaca.
- **Endogamia:** Unión o reproducción entre individuos de ascendencia común; es decir, de una misma familia, linaje o grupo.
- **Fertilidad:** Es la capacidad de un ser para reproducirse.
- **Heterocigoto:** Individuos con los dos alelos diferentes.
- **Homocigosis:** Formación de un cigoto por la unión de dos gametos que tienen uno o dos pares de genes idénticos.
- **Homocigoto:** Individuos con los dos alelos idénticos.
- **Intervalo entre partos:** Se define como el número de días que transcurre entre un parto y el siguiente.
- **Longevidad:** Duración de vida de un animal.

- **Tasa de preñez:** Es la velocidad con la que se preñan las vacas y es el índice de monitoreo para la reproducción de las vacas.

APÉNDICES

Apéndice 1. Producción de Leche

Variable dependiente: Producción de Leche

| Fuente de Variación | Suma de cuadrados tipo III | Gl | Media cuadrática | F | Sig. |
|---------------------|----------------------------|------|------------------|--------|-------|
| Consanguinidad | 7338367.429 | 4 | 1834591.857 | 0.826 | 0.508 |
| Año | 1.033E9 | 14 | 73750419.688 | 33.211 | 0.000 |
| Parto | 2.767E8 | 12 | 23055934.294 | 10.382 | 0.000 |
| Error | 4.857E9 | 2187 | 2220681.506 | | |
| Total | 2.374E11 | 2218 | | | |

a. R cuadrado = .980 (R cuadrado corregida = .979)

Apéndice 2. Edad al primer parto

Variable dependiente: Edad al primer parto

| Origen | Suma de cuadrados tipo III | Gl | Media cuadrática | F | Sig. |
|-----------------|----------------------------|-----|------------------|-------|-------|
| F | 14974.789 | 2 | 7487.394 | 0.308 | 0.736 |
| Año | 810238.638 | 11 | 73658.058 | 3.027 | 0.001 |
| Error | 3188086.346 | 131 | 24336.537 | | |
| Total | 94527112.000 | 145 | | | |
| Total corregida | 4004169.766 | 144 | | | |

a. R cuadrado = .204 (R cuadrado corregida = .125)

Apéndice 3. Intervalo entre partos

Variable dependiente: Intervalo

| Fuente de Variación | Suma de cuadrados tipo III | Gl | Media cuadrática | F | Sig. |
|---------------------|----------------------------|------|------------------|-------|-------|
| Consanguinidad | 6785.587 | 2 | 3392.793 | 0.641 | 0.527 |
| Año | 125362.780 | 13 | 9643.291 | 1.823 | 0.036 |
| Días | 1716787.886 | 310 | 5538.025 | 1.047 | 0.311 |
| Error | 3909642.520 | 739 | 5290.450 | | |
| Total | 1.985E8 | 1065 | | | |

a. R cuadrado = .980 (R cuadrado corregida = .972)

Apéndice 4. Número de inseminaciones por parto

Variable dependiente: Inseminaciones

| Fuente de Variación | Suma de cuadrados tipo III | Gl | Media cuadrática | F | Sig. |
|---------------------|----------------------------|------|------------------|-------|-------|
| Consanguinidad | 8.718 | 4 | 2.180 | 0.923 | 0.450 |
| Parto | 31.260 | 12 | 2.605 | 1.103 | 0.353 |
| Año | 24290 | 14 | 1.735 | 0.734 | 0.741 |
| Error | 6692.333 | 2833 | 2.362 | | |
| Total | 23349.000 | 2864 | | | |

a. R cuadrado = .713 (R cuadrado corregida = .710)