

01673
6
2ej^o



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FACULTAD DE MEDICINA VETERINARIA Y ZOOTECNIA
DIVISION DE ESTUDIOS DE POSGRADO

ESTIMACION DE LA HEREDABILIDAD Y
EVALUACION DE SEMENTALES PARA
DISTOCIA EN GANADO HOLSTEIN

TESIS DE MAESTRIA PRODUCCION ANIMAL

POR

SHAYKOU OUMAR BOIRO



TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

México, D. F.

1990



UNAM – Dirección General de Bibliotecas Tesis Digitales Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS © PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

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

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

LISTA DE CONTENIDO

	Página
I. INTRODUCCION	1
II. REVISION DE LITERATURA	5
2.1. Causas que influyen en la frecuencia de distocia	5
2.1.1. Factores ligados al ternero	6
2.1.2. Factores ligados a los progenitores	9
2.2. Efecto de la distocia sobre otras características	13
2.3. Medición de la distocia	15
2.4. Heredabilidad de la distocia	18
2.5. Evaluación de sementales	22
2.5.1. Métodos de mínimos cuadrados simple	23
2.5.2. Modelo lineal mixto	24
2.5.3. Otros métodos propuestos	29
III. MATERIAL Y METODOS	31
3.1. Descripción y origen de la información	31
3.2. Escalas de medición de distocia	32
3.2. Depuración de la información original	33
3.3. Estimación del índice de herencia	34
3.4. Evaluación de los sementales	36
IV. RESULTADOS Y DISCUSION	39
4.1. Factores que influyen en la presentación de distocia	39
4.1.1. Número de parto de la madre	40

	4.1.2. Sexo del becerro	42
	4.2. Heredabilidad	45
	4.3. Clasificación y evaluación de sementales	47
	4.5. Correlación entre los métodos del BLUP y constantes de mínimos cuadrados ajustadas	49
V.	APENDICE	52
	Cuadros	53
	Figuras	70
VI.	LITERATURA	71

LISTA DE CUADROS

<u>Cuadro</u>	<u>Página</u>
1. Clasificación de la distocia según las diferentes escalas de medición.	53
2. Lista de los sementales utilizados durante el periodo de 1980 a 1988 en el C.N.E.I.E.Z.	54
3. Número de obsevaciones por año y por número de parto de la vaca	55
4. Porcentaje de distocia según las diferentes escalas de medición.	56
5. Analisis de varianza para los valores de distocia de acuerdo a las escalas de medición.	57
6. Resumen de medias de minimos cuadrados segun el número de parto por las diferentes escalas de medición.	58
7. Resumen de medias de minimos cuadrados segun el sexo de la cría por las diferentes escalas de medición.	59
8. Estimación de componentes de varianza con las diferentes escalas de medición.	60
9. Clasificación de los sementales para facilidad al parto según BLUP y CMCA en la escala lineal.	61
10. Clasificación de los sementales para facilidad al parto según BLUP y CMCA en la escala de puntuación convencional.	62
11. Clasificación de los sementales para facilidad al parto según BLUP y CMCA en la escala binomial.	63
12. Clasificación de los sementales para facilidad al parto según BLUP y CMCA en la escala de puntuaciones calculadas.	64
13. Clasificación de los sementales de acuerdo al BLUP y de CMCA utilizando la escala lineal	65

14. Clasificación de los sementales de acuerdo al BLUP y de CMCA utilizando la escala de puntuación convencional.	66
15. Clasificación de los sementales de acuerdo al BLUP y de CMCA utilizando la escala binomial.	67
16. Clasificación de los sementales de acuerdo al BLUP y de CMCA utilizando la escala de puntuaciones calculadas.	68
17. Correlaciones obtenidas entre el BLUP y las CMCA segun la Escala de Medición.	69

LISTA DE FIGURAS

<u>Figura</u>	<u>Página</u>
1. Modelo biológico para explicar las causas de las dificultades al parto.	70

RESUMEN

BOIRO SHAYKOU OUMAR. Estimación de la heredabilidad y evaluación de sementales para distocia en ganado Holstein (Bajo la dirección de PEDRO OCHOA GALVAN, IGNACIO MONDRAGON VAZQUEZ, MOISES MONTAÑO BERMUDEZ Y CARLOS VASQUEZ PELAEZ).

Se utilizaron los registros de 801 crías producidas por 254 hembras de raza Holstein inseminadas con 47 sementales. La información fue obtenida durante el periodo 1980-1988 del Centro Nacional para la Enseñanza, Investigación y Extensión de la Zootecnia, de la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la Universidad Nacional Autónoma de México. Los objetivos del presente estudio fueron estimar la heredabilidad (h^2) de distocia (PD) utilizando diferentes escalas de medición: lineal (L), puntuación convencional (C), binomial (B) y puntuación calculada (PC); así como evaluar sementales para ésta característica, usando los métodos del Mejor Predictor Lineal Inssegado (BLUP) y las Constantes de Mínimos Cuadrados Ajustadas (CMCA). Se utilizó un modelo de efectos fijos donde se incluyó el efecto de año de parto, semental, sexo del becerro y número de parto para estudiar el efecto de éstos factores sobre PD. En el hato se obtuvo el 12.7% de PD; en vaquillas, 23%; vacas de segundo parto, 9%; vacas de tercer o más partos, 4%; y para crías machos, 9% y hembras de 5%. El efecto de año fue significativo ($P < 0.05$) en la escala B y PC. El efecto de semental fue significativo ($P < 0.05$) sólo en la escala L. El sexo no fue significativo

($P > 0.05$) en ninguna de las escalas de medición. El número de parto fue altamente significativo ($P < 0.01$) en todas las escalas de medición. Se usó un modelo mixto en el cual el efecto de semental se consideró aleatorio y los otros factores mencionados como efectos fijos para estimar h^2 . Se obtuvo 0.10, 0.05, 0.12 y 0.13 para L, C, B, y PC respectivamente. Con los valores del BLUP y CMCA se clasificaron los sementales en: primer cuartil de bajo riesgo, segundo y tercero de mediano riesgo y cuarto de alto riesgo. Se observó una concordancia en la clasificación de los sementales, siendo pocos los casos en donde un semental se encuentra en diferentes grupos según el método de evaluación. También se notó una variación en el orden dentro de grupo para ambos métodos. Se obtuvo la correlación de Spearman entre el BLUP y CMCA según las diferentes escalas de medición que fueron de 0.81, 0.82, 0.79 y 0.79 para las escalas L, C, B, y PC, respectivamente. Los resultados obtenidos en el presente estudio indican que el porcentaje de PD es similar al valor promedio señalado en la literatura. El porcentaje de PD disminuye a medida que aumenta el número de parto, aunque hay que señalar que este sigue siendo alto en vaquillas. La relación σ_e^2 / σ_s^2 fue diferente de acuerdo a la escala de medición siendo menor para la PC y mayor en la C. Este valor está directamente relacionado con h^2 por lo que podría ser un criterio para escoger la escala de medición. Por las correlaciones encontradas el BLUP es mucho más preciso que CMCA.

I. INTRODUCCION

En una explotación lechera la principal fuente de ingreso es la producción de leche, pero otro factor económicamente importante es la producción de crías, ya que proveen un ingreso extra y representan una inversión como futuros animales de reemplazo. La disponibilidad de becerros se ve afectada por los problemas de distocia al parto, los cuales incrementan la mortalidad entre un 40 a 60% (5, 67). En México se ha señalado que la frecuencia de partos distócicos en ganado productor de leche es del 27.6% en vaquillas y 6.5% en vacas (4). Por otra parte, las hembras que sufren de partos distócicos presentan una mayor frecuencia de retención de placentas (71) y destetan menos terneros y de menor peso, en comparación con las hembras que tuvieron un parto normal (13).

Varios autores plantean que los problemas al parto tienen también efectos desfavorables a largo plazo, ya que las crías que llegan a sobrevivir sufren de menor vitalidad, lo que puede provocar una alta mortalidad ó un crecimiento retardado durante el periodo de crianza (23, 24).

Cady y Burnside (16) señalan una pérdida anual de 5.2 millones de dólares por muertes de becerros asociadas con distocias. Además, se incrementan los costos por servicios veterinarios y los problemas reproductivos (16, 61). Por otro lado, Meijering (58) calcula en 50 a 60 dólares los costos

mínimos por vaquilla asistida al parto. No hay muchos estudios sobre la cuantificación de las consecuencias económicas de la distocia y de los nacidos muertos, dado que difieren en su naturaleza. Philipsson (70) concluyó que los orígenes de los costos asociados directamente al problema del parto son: pérdida del becerro, muerte de la madre y asistencia médica. Sin embargo, el mismo autor plantea que la mitad de los costos se atribuye a la pérdida de crías que es de 6.2%. Los costos de ayuda veterinaria dependen de la severidad de la distocia (58).

Las causas de la distocia son muy diversas, sin embargo, pueden dividirse en dos grupos. El primero incluye causas de origen materno, como son: el comportamiento materno al parto, la abertura pelviana, inercia uterina, etc.. El otro grupo incluye las causas de origen fetal, como son: el tamaño del becerro al nacer, la posición, presentación y actitud del feto al parto. El peso al nacer es, quizás, el factor más importante que afecta la presentación de distocia, señalándose una correlación genética de 0.7 entre estas dos características (61).

En el estudio de la distocia puede señalarse que la medición de esta característica es un problema complejo. Existen diferentes escalas de medición: tales como la escala lineal de 1 a 5 donde cada valor representa diferente grado de distocia (5, 16, 76). El sistema binomial de 1 y 0 correspondiendo el valor 1 a parto normal y 0 a parto

distócico (13, 28, 103); y la escala propuesta por Snell, en donde se asignan valores a las categorías previamente definidas(96). Las diferentes formas de medición ocasionan que se utilicen diferentes métodos para analizar la información, y por lo tanto obtener estimaciones diferentes de heredabilidad para esta característica.

Para reducir la frecuencia de distocia en los hatos lecheros se realiza la evaluación de los sementales, clasificándolos como de alto, medio y bajo riesgo de producir distocia en el parto (1, 16, 76). De tal manera que los sementales de bajo riesgo sean utilizados en vaquillas. Un uso consistente de tales toros producen una reducción rápida de los problemas distócicos (1, 76).

En virtud de la importancia de la presentación de distocia en la producción de reemplazos y de las pérdidas económicas, es necesario estudiar este problema en los hatos de ganado bovino productores de leche. Dado la alta frecuencia de PD en el Centro Nacional de la Enseñanza, Investigación y Extensión de la Zootecnia (C.N.E.I.E.Z) los objetivos del presente estudio son:

1. Estimar la heredabilidad para distocia utilizando diferentes escalas de medición.
2. Evaluar a los sementales de acuerdo a la presentación de distocia usando los métodos del Mejor Predictor

Lineal Insesgado (BLUP) y las Constantes de Mínimos Cuadrados Ajustadas (CMCA).

II. REVISION DE LA LITERATURA

La distocia se define como un parto prolongado y/o difícil (53, 76). El parto distócico (PD) ha recibido mucha atención en bovinos productores de carne (16, 76, 91). En la actualidad esta tendencia se está presentando en el bovino lechero, donde se están desarrollando programas de investigación dirigidos a estudiar su incidencia e identificar sementales de bajo riesgo (75, 76, 88). La alta frecuencia actual de PD y la repercusión económica de la misma ha motivado que se tomen medidas especiales para su control (67, 76, 83).

2. 1. Causas que influyen en la frecuencia de distocia

Se ha observado que la ocurrencia de distocia es más elevada en hatos lecheros que en aquellos que se dedican a producción de carne, y parece ser superior en las razas grandes, como la Holstein-Friesian y Pardo Suizo (18, 30). La incidencia de distocia puede variar desde 2.7% en razas pequeñas hasta 13.3% en razas grandes, cuando se considera todos los partos (26).

De forma general, las causas que originan el parto difícil son mostradas en la figura 1. Las principales causas de distocia son el tamaño del feto, la edad de la madre, poco esfuerzo de la vaca para la expulsión del feto, la raza de los progenitores, el sexo y peso del becerro (7, 9, 26, 44,

50, 61, 68, 71). Estas causas se pueden clasificar en factores ligados al ternero y a los progenitores.

2. 1. 1 Factores ligados al ternero.

El sexo del ternero, la duración de la gestación y el peso al nacer, son los factores directos que ejercen mayor influencia en los problemas al parto (12, 13, 52, 58, 60, 66, 67, 97).

El sexo tiene un efecto importante en los niveles de distocia y nacidos muertos. La mayoría de los autores coinciden en señalar que la frecuencia de PD es prácticamente 2-3 veces superior cuando el ternero es macho que cuando es hembra (8, 14, 18, 27, 30, 65). Brinks et al. (13), en un estudio de 2733 registros de raza Hereford, señalan que la frecuencia de distocia a primer parto es mayor cuando la cría es macho (10.5%) que cuando es hembra (7.1%), pero a partir del segundo parto las diferencias entre sexo son muy pequeñas (5, 10, 14, 21, 58, 91, 93, 98, 103). Liboriussen (47), en un estudio de 15 razas de ganado de carne, encontró que en los partos de cría macho, 41.5% fueron partos normales, 48.4% partos difíciles y 10.1% cesáreas, mientras que en las hembras, 60.2% normal, 32.6% difícil y 7.3% cesáreas. La mayor frecuencia de PD en los machos esta relacionada con el mayor peso al nacer.

Weller y Gianola (102) estudiaron 106,750 registros de raza Holstein-Israeli de enero de 1978 a junio de 1985,

encontrando una frecuencia de distocia de 10.89% para machos y 4.9% para hembras.

Djemali et al. (21), al analizar 5026 registros de raza Holstein, señalan resultados similares, observando un 14.32% de distocia en las vaquillas, 2.92% en vacas de segundo parto y 3.63% al tercer parto cuando la cría es macho. Cuando la cría fue hembra estos porcentajes fueron 4.56% al primer parto, 1.79% al segundo parto y 1.52% en vacas de tercer parto.

La duración de la gestación, por si misma, ejerce poco efecto sobre PD (88), aunque tiene importancia por su vinculación con el peso al nacer del ternero. De acuerdo con los datos publicados (2, 88), por cada 2.5 a 3 días de aumento en la duración de la gestación se produce un incremento de un kilogramo en peso al nacimiento y esto precisamente, es lo que influye en los partos distócicos (9, 15, 67).

Lowman (50) encontró una correlación de 0.56 ($p < 0.01$) entre la duración de la gestación y el peso al nacer, y un aumento de 0.45 kg en el peso al nacer por cada día adicional en la gestación. Este autor no observó distocias cuando la duración de la gestación fue menor a 280 días, mientras que la incidencia fue de 50% cuando la gestación tuvo una duración mayor a los 300 días.

El peso al nacer es quizás el factor de mayor importancia en la presentación de PD como componente fundamental de la talla del feto, este explica alrededor del 50% de la variación en PD. Se ha observado que cuando el peso al nacer es alrededor de 30 kg en razas grandes la frecuencia de PD es relativamente baja, sin embargo, a medida que aumenta el peso al nacimiento se incrementa la incidencia de PD (8, 43, 79).

Liboriussen (47) menciona que cuando el peso al nacer de la cría fue inferior a 35 kg en Holstein-Friesian no hubo partos difíciles, requiriéndose sólo una ligera ayuda en el 22.1%, de los casos, mientras que con un peso al nacer mayor que 55 kg hubo 10.1% de cesáreas y 58% de los partos requirieron ayuda. Berg (9) señala que por cada kilogramo de incremento de peso al nacimiento, el PD aumenta un 4% en las poblaciones de Chianina, Limousin y Charolais; mientras que Philipsson et al. (67) y Smith et al. (88) encontraron resultados de 3% y 5%, respectivamente.

Esta influencia del peso al nacer ha provocado que se considere su restricción, ya sea mediante limitación en la alimentación antes del parto, selección para una gestación más corta en la madre, o usando sementales que produzcan crías pequeñas al nacimiento (1, 5).

2. 1. 2 Factores ligados a los progenitores

Los principales factores ligados a los progenitores son: La preparación al parto, edad de la madre, abertura pelviana, mala presentación, alteraciones metabólicas, inercia uterina, malformaciones genitales, raza del padre y de la madre.

La preparación al parto constituye un importante factor en la incidencia de partos difíciles. Según Menissier (61) ésta característica representa alrededor del 10% de la variación en partos difíciles, mientras que Bellows et al. (8) indican que solo el 45% de la variación de distocia pudo ser explicado, por ocho variables independientes estudiadas. Resultados similares fueron informados por otros investigadores (45, 79, 101).

Con respecto a la edad de la vaca, se ha observado que las hembras primerizas presentan una frecuencia de distocia de 3% a 19%, mientras que en las vacas, es de 1% a 8% (44, 87, 92, 104). Brinks et al. (13) plantean que la frecuencia de distocia difiere según el número de parto de la vaca; señalando una incidencia de 29.7% para vaquillas, 10.5% en el segundo parto y 7.2% en tercer parto. Guerra et al. (30) obtuvieron 17% de distocia en animales de primer parto, 5.6% en el segundo y 2.4% en el tercero o más partos.

Djemali et al. (22), utilizando registros de la Asociación Nacional de Criadores de Animales de los Estados Unidos (NAAB) Y del Mejoramiento de los Hatos Lecheros (DHI)

de mayo de 1981 a enero de 1984, encontraron en vaquillas 11% y 8% de distocia para NAAB y DHI, respectivamente, mientras que en las vacas este porcentaje fue solamente de 5% para NAAB y 2% para DHI.

Monteiro (63), en un estudio con tres razas lecheras (Holstein, Ayrshire y Jersey), encontró una frecuencia de PD que depende del peso de la cría al nacer de (3% a 19%) en vaquillas, de 4.1% en segundo parto y 13.1% para todos los partos. Resultados similares fueron publicados por otros autores (44, 55, 57, 87, 94).

Lin et al. (48), usando los registros de Holstein de 33 hatos comerciales de 1981 a 1983, observaron que en vaquillas de primer parto el porcentaje de distocia fue de 16.6%, en vacas de segundo parto de 6.6% y en vacas de tres o más partos de 8.2%.

McDaniel (54) obtiene en un estudio de 1195 vaquillas Holstein en 5 hatos del Departamento de la Agricultura y 2 de la Universidad de Carolina del Norte, 45% de partos normales, 29.9% con ligera ayuda, 21.4% con tracción forzada y 3.7% con cesárea.

Smidt y Hunt (87) mostraron un porcentaje de distocia de 12% en vaquillas Holstein y señalan que la edad al primer parto es de gran importancia. Las hembras con menos de 21 meses de edad al primer parto tuvieron 27.3% de distocia, y este porcentaje disminuyó a 9.2% para las vaquillas de 30 a

33 meses de edad y se vió aumentado a 23.8% para vaquillas después de 39 meses de edad al primer parto. Estos autores citan que Pointier et al. obtuvieron en vaquillas Holstein un 13.3% de distocia.

Zarnecki (104), en un estudio realizado en dos razas (Holstein negro y rojo) señala una incidencia de partos difíciles en vaquillas de 9.4% y 12.3% respectivamente. Esta frecuencia fue más baja en vacas, 4.5% en Holstein negro y 6.6% en Holstein rojo.

La abertura pelviana de la madre representa una importante causa en la frecuencia de PD y explica más del 10% de la variación. Price y Wiltbank (77) indican que las vaquillas Hereford con área pelviana menor a 200 cm² tuvieron 69% de distocia, mientras que vaquillas con áreas de 200-229 y 230-269 cm² tuvieron 30% y 11% de distocia, respectivamente. Dado su indiscutible papel en el proceso del parto, pudiera emplearse como variable para predecir dicho proceso (90); sin embargo, los resultados publicados hasta el presente no son alentadores. Además, existe una relación no lineal entre la abertura pelviana y el peso al nacer del ternero en la frecuencia de distocia (7, 26, 44, 68), el efecto de cada uno de los factores depende del promedio del otro. También se ha señalado que alrededor del 5% de los casos de PD son el resultado de mala presentación del feto, el 75% de los cuales corresponden a presentación posterior (61).

La raza del padre y de la madre de la cria tienen efectos sobre PD (9, 10, 29). Algunos investigadores han informado de diferencias importantes entre sementales de la misma raza (31). Sin embargo, Sagebiel et al. (82) encontraron que este efecto no es importante. Se menciona sobre la relación que existe entre el padre del becerro y la presentación de distocias, tanto que la mayoría de los catálogos de venta de semen de toros traen dentro de sus especificaciones un renglón dedicado a la facilidad del parto.

Se ha sugerido por Philipsson (72) y Cady (17) que la distocia durante el primero parto se debe considerar como un rasgo separado a la distocia durante partos posteriores. El resumen actual de facilidad de parto de la Asociación Nacional de Criadores de Animales de los E.U.A. (NAAB), supone que la distocia durante el primer parto y durante partos posteriores representan el mismo carácter, y usa la progenie de todos los partos de las vacas para clasificar a los sementales de acuerdo a su capacidad para provocar distocia (56, 93). La frecuencia de partos distócicos puede reducirse usando toros que procreen progenie de parto fácil, para inseminar vaquillas y otras hembras con predisposición a la distocia (5, 6, 72, 75). Se puede influir sobre el tamaño del becerro al nacer mediante el uso de toros que procreen crías de tamaño menor al promedio de la raza (1).

Alberro (1) informó que las pruebas de evaluación de toros para ésta característica pueden tener dos objetivos diferentes:

-Selección de toros que producen crías que al nacer no originan problemas de distocia en la madre.

-Selección de toros que producen hijas que al llegar a parir lo hacen sin problemas.

Sin embargo, poco se ha tratado sobre la posibilidad de que una vaca que presentara problemas al parto pudiera heredarle a su progenie esta tendencia a la distocia. Thompson et al. (93) realizaron un estudio en donde se llega a la conclusión de que un animal que presenta problemas al parto no necesariamente, tendrá hijas con esta misma predisposición.

2. 2. Efecto de la distocia sobre otras características

Las dificultades al parto producen una marcada perturbación sobre otras características. Hansen (33) observó una relación entre dificultades al parto y rasgos reproductivos y productivos, encontrando que el intervalo parto-gestación se incrementó en 24 días para aquellas vacas que tenían un parto muy difícil. Hansen (32) encontró un aumento significativo del periodo entre el parto y el primer estro en vacas que sufrieron distocia, mientras que Laster y Gregory (43) encontraron una reducción significativa del

porcentaje de hembras en celo y McDaniel (54) concluye que las vacas en las cuales se utilizó tracción forzada, los días abiertos se incrementaron en 8 ± 8 días; mientras en aquellos animales que hubo necesidad de practicar cesárea, el aumento fue de 39 ± 16 días. Philipsson (70) por su parte señala que debido a partos distócicos en vacas y vaquillas la tasa de desecho fue de 24% a 35% y en los animales con placenta retenida de 15.5%, lo que implica una disminución del rebaño.

Se ha informado que los partos difíciles no ejercen influencia sobre la producción de leche (33, 43, 70). Sin embargo, Christensen y Pedersen (19) alcanzaron conclusiones diferentes, e informaron una reducción de el orden de 10% en producción de grasa total, cuando extendieron las lactancias cortas producto de las eliminaciones tempranas, lo que no consideraron los otros autores. En ganado de carne, se ha demostrado una menor ganancia diaria de peso del ternero en la etapa predestete, producto de la reducción en la producción de leche de su madre (11). Resultados semejantes fueron publicados por Brinks et al. (13), quienes informaron que las vaquillas con dificultades al parto no solo destetaron menos terneros (11%), sino que los mismos pesaron 21 kg menos en comparación con las que no tuvieron PD.

2. 3. Medición de la distocia

La mayoría de los rasgos de mayor importancia económico presentan una variabilidad continua y se distribuyen normalmente (60). Sin embargo, hay otros que tienen una variabilidad discontinua y están afectados por pocos genes, tal es el caso del color de la capa, mientras que otros están determinados por muchos genes como es el caso de la frecuencia de PD.

Con respecto a la cuantificación de distocia se han propuesto diversas escalas. La mayoría de los estudios sobre partos difíciles han utilizado la escala lineal de 1 hasta 5 (5, 9, 16, 17, 21, 55, 71, 76, 91, 96), donde 1 representa parto muy fácil, 2 parto fácil, 3 parto difícil, 4 parto muy difícil y 5 cesárea. Tales mediciones han sido tratadas como variables continuas. Otros han considerado la distocia como una variable binaria, cero o uno (13, 25, 28, 64, 103). Li (46) planteó que se pueden analizar estos valores de la misma forma que se analiza una variable continua, debido a que, cuando la muestra es grande las pruebas de chi-cuadrado y de t, con grados de libertad infinitos, son idénticas y propone como regla de trabajo que np y $n(1-p)$ deben ser iguales o mayores de 5, donde n es el número total de observaciones y p es la frecuencia del rasgo en la población.

En un simposio celebrado en la Universidad de Cornell sobre análisis estadísticos de datos distribuidos por

categorías en la crianza animal, se presentó un trabajo en el cual Harvey (34) propone el método de los cuadrados mínimos para analizar datos con distribución binomial, por dos razones fundamentales, una es la disponibilidad de programas de cuadrados mínimos y la otra es la mayor flexibilidad de este método sobre los otros. Este autor plantea que se debe tener cuidado al hacer las pruebas de significancia y que se debe usar el método de Li (46) como una regla de trabajo. Además, agrega que los estimadores de los efectos de los tratamientos y las medias obtenidas de un análisis de datos discretos por el procedimiento de los cuadrados mínimos son insesgados.

Gabriel (1963), citado por Harvey (35), concluyó en su estudio sobre el análisis de los cuadrados mínimos de datos con distribución binomial, que si se usa este método y las proporciones de las clases o subclases son ponderadas por el número de observaciones se obtienen aproximaciones muy cercanas a la prueba de significancia correcta demostrando que esta ponderación de las clases o subclases por el número de observaciones es equivalente a la codificación de los datos en unos y ceros y entonces resolver las ecuaciones de la forma usual.

La transformación arco-seno con objeto de generar una distribución normal ha sido también usada en éste tipo de datos. Jensen et al. (42) utilizaron esta transformación y la compararon con los datos sin transformar, encontrando

resultados similares. Hasta el presente, la mayoría de los trabajos realizados se han hecho utilizando el método de los cuadrados mínimos sobre los datos de uno o cero (3, 5, 69).

Debido a la subjetividad de la recolección de datos para facilidad al parto, las suposiciones para analizar dicha información por los métodos de análisis de varianza, no se cumplen. Snell (89) desarrolló un método con el objeto de asignar un valor numérico a dichas categorías subjetivas. Los valores generados por este método, dependen de la frecuencia de las observaciones para cada categoría. Este procedimiento nos provee valores objetivos con residuales normalmente distribuidos, que tienen varianzas homogéneas para cada subclase. De esta manera, las variables transformadas son más adecuadas para su estudio usando el método de análisis de varianza.

Tong et al. (96) usaron este método para el análisis de datos categóricos de la clasificación por tipo y de facilidad al parto. Estos autores concluyen que la homogeneidad de varianzas son necesarias para la estimación de los componentes de varianza y que las diferencias predichas por BLUP aumentan su probabilidad de una correcta evaluación con la suposición de normalidad de los datos analizados, por lo cual es recomendable el uso del método de Snell.

2. 4. Heredabilidad de la distocia

Con relación a la estimación del índice de herencia para variables categóricas, los primeros en hacerlo fueron Lush et al. (51), Dempster y Lerner (20) y Robertson y Lerner (80), quienes obtuvieron el índice de herencia de la resistencia de las aves a ciertas enfermedades infecciosas.

Para el estudio de la herencia de características discontinuas que están afectados por muchos genes, como es el caso de la herencia de PD, diversos autores han considerado un modelo que presenta dos escalas: una escala visible con una distribución binomial, que es la expresión fenotípica del carácter y una escala no visible, la cual se distribuye normalmente, cuyo origen esta dado por un componente genético y otro ambiental. Estos autores también suponen que la distribución subyacente de los valores genéticos y ambientales tiene una relación lineal entre el valor genético en la escala normal y el valor genético en la escala binomial (20, 25, 51, 80, 99).

Los métodos más utilizados para estimar la heredabilidad de este tipo de característica son: aquellos que utilizan el análisis de varianza sobre los datos transformados o sin transformar. Robertson y Lerner (80) propusieron el siguiente método para estimar la heredabilidad.

$$h^2 = \left[\frac{\sum \frac{a_i}{n_i} - \frac{(\sum a_i)^2}{\sum n_i}}{P(1-P)} - (S-1) \right] rk \quad (1)$$

Donde

a_i = número de hijos de parto normal del i -ésimo padre;

n_i = número total de hijos del i -ésimo padre;

S = número de padres;

r = 0.25 repetibilidad;

P = frecuencia del rasgo en la población; y

$$k = \frac{\sum n_i^2}{\sum n_i} - (S - 1)$$

La fórmula 1 es la resultante de un análisis para rasgos de uno y cero sin transformar. Cierta precaución se debe tener con ésta fórmula, ya que en un análisis entre padres, n_i debe ser mayor de 12, pues el término

$$\frac{\sum \frac{a_i}{n_i} - \frac{(\sum a_i)^2}{\sum n_i}}{p(1-p)}$$

tiene una distribución de χ^2 de una tabla de contingencia $2 \times S$ (78). Robertson y Lerner (80) han sugerido una corrección

para transformar el índice de herencia de la escala binomial a la escala normal o subyacente, de la siguiente forma:

$$h^2_b = h^2 \frac{z^2}{p(1-p)}$$

donde

h^2_b = es el índice de herencia en la escala binomial;

h^2 = es el índice de herencia en la escala normal;

p = es la frecuencia del rasgo en la población;

z = es la altura de la ordenada de la distribución normal en el punto umbral.

Según Van Vleck (99) y Ronningen (81) consideran que esta transformación es más aplicable en análisis de medio hermanos que análisis de padre-hijo, aunque sobreestima ligeramente el índice de herencia cuando p es pequeña y cuando el índice de herencia en la escala normal es alta.

Sin embargo, la mayoría de los estudios realizados han sido hechos por el análisis de varianza de los datos sin ninguna transformación (45, 49, 69, 74). Auran (3) estimó el índice de herencia de nacidos muertos, por el método de los mínimos cuadrados sin transformar los datos y por el método de Robertson y Lerner (80), obteniendo valores de 0.0017 y 0.0016 respectivamente, y concluyendo que no existe diferencia entre ambos métodos.

Smith y Cloppenberg, citados por Pollack y Freeman (76), señalan una heredabilidad de la distocia como rasgo de los becerros de 0.037 con todos los registros y 0.043 con registros del primer parto. Por su parte, Thompson (95) señala un índice de herencia de 0.06 para distocia en ganado Holstein y Van Vleck y Edling (98) encontraron heredabilidades de 0.05 hasta 0.17 como característica del becerro. En ganado productor de carne se indican valores de 0.069, al utilizar todos los registros, y 0.136, cuando se utilizan solamente registros del primer parto (10). Pero cuando la distocia se considero como rasgo de la madre la heredabilidad fue de 0.09 considerando todos los partos y 0.134 en vaquillas.

Tong et al. (96), utilizando el método propuesto por Snell (89), señalan un índice de herencia de 0.100 al usar la puntuación convencional de 100 para parto normal, 50 tracción forzada, 0 cesárea. También obtuvieron un índice de herencia de 0.106 cuando usaron la puntuación calculada a partir de los datos donde 100 parto normal, 38 tracción forzada y 0 cesarea. Brinks et al. (13) considerando la distocia como característica del becerro, señalan un índice de herencia de 0.069 ± 0.022 . Los mismos autores reportan un valor de 0.126 ± 0.109 en vaquillas de dos años y, como característica de la madre, 0.13. Pollack y Freeman (76) muestran, en la raza Holstein, heredabilidades para distocia de 0.08 ± 0.026 y 0.05 ± 0.022 al analizar dos conjuntos de datos y al analizarla por

parición señalan índice de herencia de 0.17, 0.08 y 0.05 para registros de primer, segundo y tercer y más partos, respectivamente. Berger y Freeman (10) encontraron resultados similares. Lin et al. (48), en Holstein y utilizando la escala binomial, señalan una heredabilidad de 0.154 para vaquillas y 0.13 para vacas. Según los índices de herencias encontrados en esta revisión la dificultad al parto es de baja heredabilidad (5, 10, 22, 53, 58, 79, 91, 93, 98, 102, 103).

2.5. Evaluación de sementales

El problema básico en la evaluación de los sementales se reduce a la comparación de un semental con otro mediante el comportamiento de sus crías. A través del tiempo se han desarrollado diversos procedimientos para hacer esta comparación, el método más antiguo es el juzgamiento del animal por un juez en una exposición ganadera. Posteriormente, la utilización de la prueba de progenie se desarrolla con objeto de predecir el valor genético (37, 52, 84).

En la prueba de progenie se recomienda que los sementales que van a compararse deben de ser apareados con un grupo de vacas en forma aleatoria, para eliminar las diferencias entre vacas en el promedio de la progenie. Se debe dar igual manejo en las crías para disminuir las diferencias ambientales en el promedio de la progenie. Cualquier desviación de estos elementos básicos para comparar

sementales ocasionaria sesgo en la estimación del valor genético del individuo.

2.5.1. Método de mínimos cuadrados simple

Antes de 1948 se utilizaba por algunos genetistas el método de mínimos cuadrados simple para ajustar los efectos fijos, incluyendo la solución a efectos genéticos en el modelo (41).

El uso de las técnicas de mínimos cuadrados para obtener estimadores y pruebas de hipótesis se conoce desde hace muchos años, y han sido usadas por muchos investigadores en mejoramiento genético. El modelo de efectos fijos de mínimos cuadrados es:

$$Y = X\beta + e$$

donde

Y es el vector $n \times 1$ (valores de la variable dependiente);

X es una matriz $n \times p$;

β es el vector $p \times 1$ (efectos fijos); y

e es el vector $n \times 1$ de errores aleatorios.

Las medias de cuadrados mínimos obtenidas para el efecto de semental servían para la comparación entre ellos. Sin embargo, se observó que la clasificación por medio de estas

constantes era análogo a clasificar los sementales por el promedio de la progenie sin considerar el número de hijos de cada uno. Por supuesto, esta condición contradice el principio del índice de selección de ajustar el promedio de la progenie por un factor que depende del número de crías y de la heredabilidad de la característica.

Henderson en 1948 desarrollo un método para ajustar las medias de cuadrados mínimos obtenidas al utilizar el método de mínimos cuadrados simple, a este procedimiento le llamó soluciones de mínimos cuadrados ajustados. Este procedimiento permitió obtener predictores de variables aleatorias a partir de soluciones de mínimos cuadrados simples, en el cual se consideraron como efecto fijo. Actualmente esta técnica no es recomendable ya los predictores no son invariantes, la varianza del error de predicción no es mínima, los cálculos computacionales son complicados (41, 85).

Pollack y Freeman (76) proponen ajustar las constantes de mínimos cuadrados para el efecto de semental, por medio de una fórmula que considera el número de hijos por semental y la heredabilidad de la característica.

2. 5. 2. Modelo lineal mixto

El método del modelo mixto es una combinación de las mejores propiedades del índice de selección y la técnica de mínimos cuadrados. Una explicación de esta relación requiere de una breve descripción de ambos (38, 39, 86).

Los principios del índice de selección se basan en predecir los valores de un vector aleatorio, digamos W , a partir de un vector de registros digamos Y . Se asume que las medias de Y y W son conocidas, un evento muy poco probable (38, 41)

Algunas de las propiedades deseables del índice de selección son las siguientes:

I. cuando Y y W tienen una distribución normal multivariada:

a). De todas las funciones de Y la selección por un índice maximiza la esperanza matemática de la media, de las variables seleccionadas.

b). El índice maximiza la correlación entre el predictor y el valor real.

c). Las varianzas de los errores de predicción son minimizadas.

d). En la clase de los predictores lineales insesgados, el índice maximiza la probabilidad de una correcta clasificación.

e). El predictor es insesgado a pesar de que esta condición no es considerada en su derivación.

f). El predictor es la media condicional de W dado Y .

II. Cuando no se tiene una distribución normal:

a). De todas las funciones de Y el índice maximiza la correlación entre el predictor y el valor real.

b). El índice minimiza las varianzas de los errores de predicción.

c). El predictor es insesgado.

Cuando se tiene distribución normal, el índice se conoce como el Mejor Predictor y en el caso de una distribución no normal se llama el Mejor Predictor Lineal.

El método del índice de selección requiere que los siguientes parámetros de la distribución conjunta de Y y W sean conocidos: promedio de Y , promedio de W , varianza de Y y covarianza entre Y y W .

En algunos casos del mejoramiento genético, como es la selección para una característica, los estimadores de varianzas y covarianzas se han estimado con bastante precisión por lo que se puede considerar como estimadores adecuados de los parámetros. Sin embargo, en la mayoría de los casos no se conocen los parámetros que determinan los promedios de Y y W . Por lo cual, los mismos datos que son usados en el índice de selección deben usarse en la estimación de los promedios. Ha sido demostrado que deben usarse estimadores de mínimos cuadrados generalizados para

obtener las estimaciones de las medias para sustituirlas en el índice (27, 59, 84).

Sin embargo este método para obtener el índice de selección computacionalmente no es posible llevarlo a cabo a gran escala ya que requiere la inversión de V , matriz de varianzas y covarianzas de las observaciones Y .

En la mayoría de las aplicaciones de la tecnología en mejoramiento genético los modelos son mixtos, o sea que contienen efectos fijos y aleatorios, los cuales se describen con el siguiente modelo (10, 38):

$$Y = X\beta + Zu + e \quad (I)$$

donde

Y es el vector de observaciones;

X es una matriz conocida;

β es un vector no conocido de efectos fijos;

Z es una matriz conocida;

u y e son vectores aleatorios no observable con $\text{var}(u)$

$= G \sigma^2_i$, $\text{var}(e) = R \sigma^2$ y $\text{cov}(u,v) = 0$.

En el caso de un modelo mixto con efectos fijos y aleatorios, una modificación a las ecuaciones regulares de mínimos cuadrados nos lleva a solución con el Mejor Predictor Lineal Insesgado (BLUP) como se muestra en la ecuación II que a continuación es (10, 38).

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

En muchos casos, G es una matriz diagonal, esto es, los elementos de u no están correlacionados. En este caso $\sigma^2 e G^{-1}$ se puede escribir como una matriz diagonal.

$$\begin{bmatrix} \sigma^2 e / \sigma^2 u_1 & 0 \\ 0 & \sigma^2 e / \sigma^2 u_2 \end{bmatrix}$$

En muchas aplicaciones $R = I$. Si R es diferente a I , será necesario modificar la ecuación (II). G y R son matrices conocidas no singulares, σ^2 es un escalar cuyo valor no es necesario en la predicción como se muestra en la ecuación III.

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ u \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}Y \\ Z'R^{-1}Y \end{bmatrix}$$

Cuando la distribución es normal multivariada el BLUP tiene además las siguientes propiedades.

1. El predictor es de máxima verosimilitud.

2. Si el promedio de W es un vector nulo, entonces el BLUP maximiza la probabilidad de una correcta clasificación de los valores de W .

2. 5. 3. Otros métodos propuestos

Quando las variables de respuestas son categóricas las pruebas de hipótesis que dependen de la suposición normal multivariada pueden ser inadecuadas. 1) En el modelo mixto, donde el objetivo principal es predecir variables aleatorias tales como el valor genético, se originan problemas adicionales, como el que los valores de las categorías son arbitrariamente asignados. 2) Las soluciones del modelo mixto no toman en cuenta que la suma de la probabilidad de respuesta debe ser igual a 1. 3) La varianza en la escala observable no es constante y depende del valor genético de los candidatos para la selección. 4) La varianza genética aditiva en la escala observada depende de la incidencia promedio del carácter en las subpoblaciones consideradas en el modelo. 5) En la escala observada está presente la variación genética no aditiva. 6) La clasificación óptima del mejor predictor lineal se pierde cuando la esperanza condicional del predictor no es lineal (28).

Por lo anterior se ha recurrido a modelos no lineales ó modelos lineales con datos transformados que pueden ser de utilidad en la evaluación de los sementales. Entre los cuales

se encuentra el modelo basado en la distribución logística, métodos Bayesianos y el método de máxima-quasi verosimilitud (41).

El uso potencial de estos métodos es la dificultad de cómputo, ya que incluye gran número de integrales para obtener la probabilidad en la distribución normal (62). Otro problema es la lenta ó falta de convergencia cuando todas las respuestas para una clase de un efecto fijo ocurre en la categoría de los extremos (102).

III. MATERIAL Y METODOS

3.1. Descripción y origen de la información

Para el presente estudio se utilizaron los registros de producción del Centro Nacional para la Enseñanza, Investigación y Extensión de la Zootecnia (C.N.E.I.E.Z) de la Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia de la Universidad Nacional Autónoma de México, localizado en el Municipio de Tepetzotlán, Estado de México.

El hato esta constituido por 100 vacas Holstein, las cuales son lotificadas para proporcionar la alimentación de acuerdo a su nivel de producción. El concentrado que se ha utilizado contiene aproximadamente 18% de proteína cruda, como forraje se proporciona alfalfa verde y achicalada, avena verde, saraza y además ensilaje de maiz. Las vacas se ordeñan por la mañana y por la tarde en forma mecánica. El programa de medicina preventiva es el de un hato comercial. De acuerdo a las condiciones climáticas, durante el año se pueden distinguir dos épocas, la de lluvia que corresponde a los meses de Mayo a Octubre, y la de seca, de Noviembre a Abril.

Se usaron los registros de nacimientos del periodo comprendido de 1980 a 1988, obteniendose un total de 941 crias producidas por 54 sementales. La información de los registros incluye la identificación ,fecha, sexo y peso al

nacer de la cría, así como la identificación del padre y de la madre y número, época y tipo de parto.

El número de parto permitió formar tres subgrupos, los cuales fueron primerizas 245 animales, de dos partos 177 y tres ó más partos 379 animales.

3.2. Escalas de medición de distocia

El tipo de parto se clasificó de acuerdo a cuatro escalas de medición. La escala lineal, donde se codificó el parto normal 1, ligera ayuda 2, tracción forzada 3 y cesárea 4. La escala de puntuación propuesta por Tong et al. (96), donde se utiliza parto normal 100, tracción forzada 50 y cesárea (0). La puntuación calculada a partir de la frecuencia de los datos, con la metodología propuesta por Snell (89) la cual fue para parto normal 100, tracción forzada 39 y cesárea 0. Finalmente se utilizó la escala binomial, donde el parto se codificó como normal 1 y distócico 0. En el cuadro 1 se presentan las diferentes escalas de medición empleadas en el presente estudio.

La puntuación calculada consistió en clasificar las observaciones en tres categorías de facilidad al parto ($j = 1, 2, 3$; donde 1 = cesárea; 2 = tracción forzada; 3 = normal) que provienen de los sementales ($i = 1, 2, 3, \dots, n$). Para ello se obtuvieron las probabilidades de cada grupo en cada una de las categorías (P_{ij}), se determinaron dos puntos límites, X_1 y X_2 para separar las categorías de facilidad al parto. La

diferencia de los puntos $X_2 - X_1$ se estimó con la siguiente ecuación

$$\frac{N_2}{(e^{(X_2 - X_1)} - 1)} + N_2 - \sum_{i=1}^{47} (n_{i,2} + n_{i,3}) P_{i,2} = 0$$

donde

N_2 es el número total de observaciones de tracciones forzadas;

$n_{i,2}$ es el número de observaciones de tracción forzada por semental;

$n_{i,3}$ es el número de observaciones de parto normal por semental;

$P_{i,2}$ es la proporción acumulada de tracción forzada por semental.

Tong et al. (96) ilustran con detalle la obtención de estos valores.

3.3. Depuración de la información original

Se eliminaron aquellos registros que no cumplieron con las siguientes restricciones.

- a). Crias con identificación de padre y madre.

b). Crias de raza Holstein.

c). Vacas de parto simple y con código para tipo de parto.

d). Toros con un mínimo de cuatro crías.

De esta forma, la información inicial de 941 registros de crías de 54 sementales se redujo a 801 registros y 47 sementales. En el cuadro 2, se señala la lista de los sementales utilizados en el estudio, con su correspondiente código y en el cuadro 3 se muestra la distribución de los nacimientos por año y número de parto de la vaca.

3. 3. Estimación del índice de herencia

La estimación del índice de herencia se realizó utilizando el siguiente modelo.

$$Y_{ijklm} = \mu + A_i + B_j(i) + S_k + P_l + e_{ijklm}$$

donde

Y_{ijklm} : es la m-ésima medición de distocia en el l-ésimo número de parto de la vaca, del k-ésimo sexo de la cría, hija del j-ésimo semental dentro del i-ésimo año de parto.

μ es la media general;

A_i es el efecto fijo del i-ésimo año ($i = 1, 2, \dots, 9$);

$B_j(i)$ es el efecto aleatorio del j -ésimo semental dentro del i -ésimo año ($j = 1, 2, 3, \dots, n_j$);

S_k : es el efecto del k -ésimo sexo de la cría ($k = 1, 2$)

P_l : es el efecto del l -ésimo grupo de número de parto de la madre ($l = 1, 2, 3$); y,

e_{ijklm} : es el error aleatorio, $NID(0, \sigma^2_e)$

El índice de herencia se estimó mediante la información de medios hermanos paternos (15, 64, 73)), obteniéndose los componentes de varianza por el método 3 de Henderson (40). La estimación del índice de herencia se realizó con las cuatro escalas de medición (lineal, binaria y puntuación convencional y las calculadas a partir de la información). La fórmula que se aplicó fue la siguiente.

$$h^2 = \frac{4 \sigma^2_s}{\sigma^2_s + \sigma^2_e}$$

Donde

σ^2_s es la varianza de semental;

σ^2_e es la varianza del error; y 4 es una constante.

La estimación del error estándar de la heredabilidad se obtuvo por la siguiente expresión:

$$E.E. (h^2) = \frac{32 h^2}{N}$$

Donde

E.E. (h') es el error estándar de h' ;

N es el número de observaciones; y 32 una constante.

3.5. Evaluación de los sementales

A. Los sementales fueron clasificados para distocia utilizando las constantes de mínimos cuadrados, las cuales se obtuvieron por un modelo de efectos fijos en el que se incluyó el efecto de año, semental, sexo de la cría y número de parto. El modelo utilizado es el siguiente:

$$Y_{ijklm} = \mu + A_i + B_j + S_k + P_l + e_{ijklm}$$

donde

Y_{ijklm} : es la m -ésima medición de distocia en el l -ésimo número de parto de la vaca, del k -ésimo sexo de la cría, hija del j -ésimo semental, el i -ésimo año de parto.

μ es la media general;

A_i es el efecto fijo del i -ésimo año ($i = 1, 2, \dots, 9$);

B_j : es el efecto fijo del j -ésimo semental ($j = 1, 2, 3, \dots, 47$);

S_k : es el efecto del k -ésimo sexo de la cría ($k = 1, 2$);

P_l : es el efecto del l -ésimo grupo de número de parto de la madre ($l = 1, 2, 3$); y,

e_{ijklm} : es el error aleatorio NID $(0, \delta^2 e)$.

Las constantes de mínimos cuadrados fueron ponderadas por el siguiente factor de corrección (76, 86).

$$\frac{N_i h^2}{4 + (N_i - 1) h^2}$$

Donde

N_i es el número de registros del i -ésimo semental;

h^2 es la heredabilidad de distocia obtenida en este estudio.

B. El segundo método que se utilizó para la evaluación de los sementales fue un modelo mixto, en el cual se incluyen los efectos del modelo anterior, excepto que el efecto de semental es considerado como aleatorio, mediante este modelo se obtiene el Mejor Predictor Lineal Insesgado (BLUP), de acuerdo a la metodología descrita por Henderson (40). La mayoría de las aplicaciones de la tecnología en mejoramiento genético, los modelos son mixtos, o sea que contienen efectos fijos y aleatorios, los cuales se describen con el siguiente modelo (38):

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

donde

Y es el vector de observaciones;

X una matriz conocida;

β es un vector no conocido de efectos fijos;

Z es una matriz conocida;

u y e son vectores aleatorios no observables con $\text{var}(u) = G \sigma^2$ y $\text{var}(e) = R \sigma^2$ y $\text{cov}(u, v) = 0$.

La metodología para la evaluación de los sementales anteriormente mencionada se utilizó con las diferentes escalas de medición que han sido propuestas. Para realizar los análisis estadísticos de los modelos ya mencionados se empleó el paquete estadístico de Harvey (36), versión para computadora personal.

C. Comparación de los dos métodos de evaluación. Se empleó el coeficiente de correlación de Spearman para correlacionar los métodos para evaluar a los sementales (76). También, los sementales fueron agrupados por cuartiles de acuerdo a cada evaluación para distocia, el primer cuartil 25% sementales de bajo riesgo; que deben ser usados en vaquillas. El segundo y tercer cuartil 50% de los sementales de mediano riesgo, recomendados en vaquillas ó vacas; y finalmente el cuarto cuartil al otro 25%, que agrupa a sementales de alto riesgo, recomendados para su uso en vacas.

IV. RESULTADOS Y DISCUSION

Al analizar 801 observaciones de partos ocurridos entre 1980 -1988 se obtuvo un porcentaje general para PD de 12.7%. Este resultado es inferior al señalado por Bacha (4), quién indicó un porcentaje de distocia de 27.6% para la misma explotación lechera utilizada en este estudio. La diferencia puede deberse a que, a partir del año 1980 se empezó a tomar en consideración el uso de sementales de bajo riesgo para distocia en la inseminación de vaquillas. Otro factor que pudo haber influido es la forma de obtener el porcentaje; en el estudio antes mencionado los nacimientos con ligera ayuda se consideraron como partos distócicos. En el cuadro 4 se presentan los porcentajes de distocia encontrados en este estudio para las diferentes escalas de medición. Monteiro (63) indica una frecuencia de partos distócicos de 13.1%. En dicho estudio, utilizó las razas Holstein, Ayrshire y Jersey. Smidt y Hunt (87) citan un estudio de Pointier et al., en el cual encontraron un porcentaje de distocia de 13.3% en ganado Holstein. Estos resultados coinciden con el encontrado en el presente estudio.

4.1 Factores que influyen en la presentación de distocia

En el cuadro 5 se presenta el análisis de varianza para las diferentes escalas de medición utilizadas. El año fue solamente significativo para las escalas de medición binomial y calculada ($P < 0.05$). El semental fue solo significativo en

la escala lineal ($P < 0.05$). El sexo no fue significativo en ninguna de las escalas de medición ($P > 0.05$). Sin embargo, el número de parto fue altamente significativo en las diferentes escalas de medición ($P < 0.01$).

1.1. Número de parto de la madre

En el cuadro 6 se presenta el resumen de las medias de mínimos cuadrados y el error estándar según el número de parto para las diferentes escalas de medición. Se observa la misma tendencia en las cuatro escalas de medición. En la lineal, en el primer parto la media es más alta lo que indica mayor presencia de partos difíciles; pero al contrario, en las vacas de 3 o más partos la media es más cercana a uno, que es el valor asignado al parto normal. En cambio, en las demás escalas, la media más grande indica que los partos normales son más frecuentes; ya que en las escalas convencional y calculada al parto normal se le asigna el valor de 100. Por su parte, en la binomial la media indica directamente el porcentaje de partos normales; ya que, al ser una variable categórica (1, 0) la media obtenida representa la probabilidad de ocurrencia del parto normal. De este modo, en las vacas de primer parto la frecuencia de partos normales fue de 77%, y la frecuencia de partos distócicos fue de 23%; en vacas de segundo parto la frecuencia de partos distócicos fue de 9% y en las de 3 o más partos, 4%.

Smidt y Hunt (87), en un estudio donde clasificaron a las hembras de acuerdo a su edad al primer parto, encontraron

que, en vaquillas con menos de 21 meses de edad al primer parto, la frecuencia de distocia fue 27.3%; este porcentaje fue 9.2% en hembras de 30 a 33 meses de edad al primer parto, y de 23.8% para las vaquillas con más de 39 meses de edad al primer parto. Henderson (40) y Laster et al. (44) observaron frecuencia de distocia de 19.9% en vaquillas y 4.1% en vacas, valores inferiores a los encontrados en este estudio. Guerra et al. (30) señalan que la frecuencia de partos distócicos disminuye con la edad de la vaca, desde 17% en vaca de primer parto, 5.6% en segundo parto, hasta 2.4% en el tercer ó más partos.

Weller et al. (103), en raza Holstein-Israeli, muestran una frecuencia de distocia de 5.1% para todos los partos y 8.05% en vaquillas con 106,751, mientras que con 146,973 registros de dos y más partos señalan una frecuencia de distocia de 2.92%.

Djemali et al. (22), analizando 556,562 registros de la NAAB y la DHI por el método lineal, obtuvieron en vaquillas una frecuencia de distocia de 11% y 8% para NAAB y DHI, respectivamente, mientras que en vacas este porcentaje fue solamente de 5% en la NAAB y 2% en la DHI. Lin et al. (48) en un estudio de 4908 registros de 33 hatos comerciales de Holstein por la escala binomial, señalan con 1722 registros de primer parto, que la frecuencia de distocia fue de 16.6%, de 1498 registros de segundo parto esta frecuencia fue de

6.6% y de 1688 registros de tres y más partos la frecuencia de distocia fue de 8.2%.

La alta incidencia de distocia encontrada en vaquillas puede ser debida al escaso desarrollo pélvico, en la hembra de primer parto. Cuando las vaquillas tienen su primer cría alrededor de los tres años se observa un mayor incremento de PD, condición que puede atribuirse a la elasticidad del pelvis y a la acumulación de grasa en la region pelvica (58).

4.1.2 Sexo del becerro

En el cuadro 7 se presenta el resumen de las medias de mínimos cuadrados y el error estándar para las diferentes escalas de medición. En la lineal el macho tiene el valor más alto, lo que indica mayor presencia de partos difíciles, mientras que en la hembra el valor es más cercano a uno, lo que representa el parto normal. En cambio, en las demás escalas el valor más grande indica que los partos normales son más frecuentes; ya que en la escala convencional y la calculada lo normal es 100; y por su parte, en la binomial indica directamente el porcentaje de partos normales. Tomando siempre como referencia la binomial el porcentaje de distocia de acuerdo al sexo de la cría fue de 9% para los machos y de 5% para las hembras, diferencias que no fueron significativas ($P > 0.05$). La mayoría de los autores señalan que la frecuencia de PD es de 2-3 veces superior cuando el ternero es macho, que cuando es hembra; pero a partir del segundo parto, las

diferencias entre sexos son menores (14, 21). Weller y Gianola (101) indican una frecuencia de distocia de 10.89% para los machos y 4.90% para las hembras. Esta diferencia entre sexo esta determinada por el peso al nacimiento, generalmente los machos pesan entre 1 a 3 kilogramos más que las hembras en razas grandes.

En varios estudios se han encontrado una interacción significativa entre el sexo de la cría y el número de parto de la vaca (13, 48, 76). Sin embargo en el presente estudio no se encontró una interacción significativa entre el sexo de la cría y el número de parto de la madre ($P > 0.05$) por lo que se eliminó del modelo. Djemali *et al.* (21) encontraron un porcentaje de distocia para machos provenientes de vaquillas de 14.32%, 2.92% para vacas de segundo parto y 3.63% en el tercer parto, mientras que en las crías hembras se encontró 4.6% para vaquillas de primer parto 1.79% en segundo parto y 1.5% en vacas de tercer parto.

Los resultados fueron, para los machos con 414 observaciones lo siguiente en primer parto 26.7 %, en segundo parto 13.2% y en tercer ó más partos 8.3%, mientras que para las hembras con 387 observaciones estos porcentajes fueron 21%, 6.9% y 4.8% para primer, segundo y tercero ó más partos respectivamente.

Estos resultados agregados a otros estudios indican las importantes influencias de la edad de la vaca y el sexo del

ternero en la presentación de partos distócicos (8, 13, 82, 102).

No se encontraron diferencias entre años en cuanto a la frecuencia de PD en los análisis en que se utilizó la escala lineal y la puntuación convencional, pero si se encontraron diferencias al utilizar la escala binomial y la puntuación calculada. Brinks et al. (13) encontraron un efecto significativo de año de nacimiento de la cría ($P < 0.01$), en este trabajo utilizó animales de raza Hereford, las diferencias entre año se deben a cambios en las prácticas de manejo en el hato. Pollack y Freeman (76) indican diferencias de PD entre épocas ($P < 0.05$) y Cady (17) señala diferencias con respecto al mes del año ($P < 0.05$).

El rango de la frecuencia de PD de acuerdo al semental fue de 0 a 30%. En el presente estudio se encontraron diferencias significativas ($P < 0.05$) entre sementales en relación a la frecuencia de distocia. Resultados similares fueron señalados por Brinks et al. (13) y Pollack y Freeman (76). La evaluación y uso diferencial de los sementales en inseminación artificial es uno de los métodos más recomendados para reducir la frecuencia de partos distócicos, de hecho esto ha sido prácticamente demostrado por Bar-Anan et al. (5).

4.2. Heredabilidad

Se realizó la estimación de la heredabilidad para partos distócicos, utilizando la información de medios hermanos por las cuatro escalas de medición, y usando la información de vacas y vaquillas. En la escala lineal en el presente estudio se obtuvo un índice de herencia de 0.10 ± 0.09 . Este resultado es mayor al obtenido por Brinks et al. (13) quienes señalan una heredabilidad de 0.069 ± 0.022 . Pollack y Freeman (76) estimaron una heredabilidad de 0.08 ± 0.026 y 0.05 ± 0.022 al trabajar con dos grupos diferentes de datos. Berger y Freeman (10) encontraron un índice de herencia de 0.08.

Varios autores han encontrado que la heredabilidad es mayor al analizar la información de vaquillas que cuando se utiliza la información de vacas. Brinks et al. (13) estimaron un valor de 0.126 ± 0.109 en vaquillas de dos años, esto parece indicar que el genotipo de la cria contribuye más al PD en vaquillas que en vacas. Pollack y Freeman (76) encontraron heredabilidades de 0.18, 0.08 y 0.05 para registros de primer, segundo, tercer y más partos. Berger y Freeman (10) señalan heredabilidades de 0.17, 0.08 y 0.05 para registros de primer, segundo y tercer y más partos, respectivamente. Desafortunadamente en el presente estudio el número de observaciones no fue lo suficientemente grande para permitir una evaluación separada para vaquillas.

También ha sido señalado que la heredabilidad de PD puede variar si esta se considera como una característica de la madre, Brinks et al. (13) han indicado un valor de 0.13 y Pollack y Freeman (76) de 0.11. Como se ha señalado anteriormente todas las estimaciones de la heredabilidad son bajas e indican que la influencia genética aditiva es baja para esta característica.

En la escala binomial el índice de herencia obtenido en este estudio fue de 0.124 ± 0.08 . En la revisión de la literatura solo se encontró un trabajo donde se estimó el índice de herencia para PD por ésta escala de medición, en el cual se indica un valor de 0.154 para vaquillas y 0.13 para vacas Holsteins (48).

Al utilizar el método propuesta por Snell (89) se obtuvo un índice de herencia de 0.05 ± 0.09 cuando se utilizó la puntuación convencional y 0.13 ± 0.09 con la puntuación calculada a partir de los datos, esta tendencia es similar al encontrado por Tong et al. (96) quienes encontraron valores de 0.10 y 0.11 respectivamente cuando utilizó esta metodología.

La metodología propuesta por Snell (89) para este tipo de variables disminuyó la relación de varianzas error - semental (σ^2_e / σ^2_s) por lo que se incrementa la estimación de la heredabilidad, esto ocurrió cuando las puntuaciones se calcularon a partir de los datos, pero no fue el caso al utilizar las puntuaciones convencionales. Resultados

similares fueron obtenidos por Tong et al. (96), quienes concluyen que lo más recomendable es calcular las puntuaciones a partir de un conjunto de datos de la población de interés. En el cuadro 8 se muestran la estimación de los componentes de varianzas y así como la heredabilidad según las diferentes escalas de medición.

4. 3. Clasificación y evaluación de sementales

En este estudio los sementales fueron evaluados para facilidad al parto según dos métodos el Mejor Predictor Lineal Insesgado (BLUP) y el de Constantes de Mínimos Cuadrados Ajustadas (CMCA). Esta clasificación permitió agrupar a los sementales en cuartiles. El primer cuartil corresponde al 25% de los sementales que tuvieron los más bajos valores de distocia, a estos sementales se les denomina de bajo riesgo y son recomendados para la inseminación de vaquillas. El segundo y tercer cuartil agrupa a los sementales de medio riesgo, pueden ser usados en vaquillas ó vacas y en el último cuartil están los sementales que tuvieron los valores más altos para distocia.

Cuando se utilizó la escala lineal se observó una concordancia entre los grupos de bajo, medio y alto riesgo, siendo poco los casos donde un semental se encuentre en diferentes grupos de acuerdo al método de evaluación empleado. Tal es el caso del semental 05, el cual se encuentra de bajo riesgo en BLUP y de alto riesgo cuando se

usa las CMCA. La situación anterior puede ser un reflejo de una mayor varianza del error en la estimación, al usar Constantes de Mínimos Cuadrados.

En cuanto a la clasificación dentro de grupo se encontraron diferencias marcadas si tomamos como referencia la clasificación del BLUP, podemos decir que las constantes de mínimos cuadrados clasifican a los sementales de manera diferente como se muestra en el cuadro 9. En la escala binomial y en la de puntuaciones se encontraron resultados similares al descrito anteriormente, esta información se presenta en los cuadros 10, 11 y 12.

Pollack y Freeman (76) clasificaron a los sementales de menor a mayor para distocia, el primer cuartil corresponde al 25% de los toros que son recomendados en vaquillas, el siguiente 25% corresponde a los sementales que pueden ser usados en vaquillas o vacas y el otro 50% a los que son recomendados en vacas. Otra manera de agrupar a los sementales es en relación al valor promedio de la característica, así se pueden formar los siguientes grupos; fácil $< (\mu - D.E)$, normal $\mu \pm D.E$, y difícil $> (\mu + D.E)$ (1, 16).

Un factor que fue ignorado en este estudio es el peso al nacimiento. La frecuencia de distocia es mayor en los partos con cría de gran peso y debido a la alta correlación entre estas dos características, la mayor parte de la variación

entre sementales hubiera sido removida, si esta variable hubiera sido incluida en el modelo.

También hay que señalar que algunos de los sementales utilizados en el presente estudio contaban con información de catálogo para facilidad al parto y al compararse con la evaluación de este estudio se encontró una concordancia para la mayoría de los sementales excepto el semental 17 con 38 crías que ha sido evaluado como semental de bajo riesgo y en el presente estudio se encuentra como de alto riesgo. Esto también ocurrió con el semental 30 aunque hay que considerar que solo contó con 14 crías.

4. 5. Correlación entre los métodos del BLUP y CMCA

Se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman para correlacionar estos dos métodos de acuerdo a las escalas de medición. En el cuadro 13 se presenta la clasificación de sementales de acuerdo al rango correspondiente para el método del BLUP o CMCA, con estos rangos se obtuvo la correlación de Spearman, la cual fue de 0.81 en la escala lineal. Este valor es menor al obtenido por Pollack y Freeman (76) que fue de 0.89, posiblemente esta diferencia se debe a que los autores mencionados consideraron en la metodología del BLUP el parentesco entre sementales. En los cuadros 14, 15 y 16 se presentan la clasificación de los sementales según sus ordenes respectivos para la escala de puntuación convencional, binomial y puntuación calculada. Finalmente en

el cuadro 17 se indican las correlaciones entre ambos métodos para las diferentes escalas de medición de la distocia.

Los resultados de este estudio, indican que hubo una amelioración en el hato reduciéndose la presentación de distocia a más de la mitad de 27.6% en estudio anterior a 12.7%. La heredabilidad estimada fue baja en las cuatro escalas de medición, sin embargo se encuentra dentro de los límites señalados en la literatura. A la escala de puntuación calculada y la binomial se encontraron los valores más altos de 0.13 ± 0.09 y 0.12 ± 0.09 , respectivamente, por lo que relativamente son más precisos que las otras escalas.

Para la evaluación de los sementales el mejor método fue el estimado por el BLUP con los valores de la escala calculada. El método que tuvo mayor correlación con el BLUP calculado fue el BLUP binomial seguido del BLUP convencional y posteriormente el BLUP lineal aunque los tres son altamente correlacionados. Con respecto a la correlación del BLUP calculado con los CMCA el que tuvo la mayor correlación fue usando el convencional seguido por el calculado.

Si no se cuenta con una metodología del BLUP el método recomendado sería el CMCA en la escala de puntuación convencional y calculada aunque la calculada reúne más los requisitos para trabajar con análisis de varianza. Cabe señalar que en las cuatro escalas de medición es necesario definir con mayor exactitud las diferentes categorías, es

decir tener personal capacitado que sepa cuando un parto debe ser catalogado como ligera ayuda o tracción forzada.

APPENDICE

CUADRO 1. CLASIFICACION DE LA DISTOCIA SEGUN LAS DIFERENTES ESCALAS DE MEDICION.

DESCRIPCION DEL TIPO DE PARTO	ESCALAS DE MEDICION			
	LINEAL	PUNT. CONVEN.	BINOMIAL	PUNT. CALCUL.
NORMAL	1	100	1	100
LIGERA AYUDA	2	100	1	100
TRACCION FORZADA	3	50	0	39
CESAREA	4	0	0	0

CUADRO 2. LISTA DE LOS SEMENTALES UTILIZADOS DURANTE EL PERIODO DE 1980 A 1988 EN EL C.N.E.I.E.Z.

No.	Semental	Código	No.	Semental	Código
1.	Abel	01	25.	Harmony	28
2.	Achilles	02	26.	Jason	30
3.	Alcott	03	27.	Harvest	31
4.	Astro	04	28.	Chip	32
5.	Amigo	05	29.	Gaudalf	33
6.	Benjamin	07	30.	Kuman	34
7.	Berlin	08	31.	Kaiser	35
8.	Big-John	09	32.	Matador	36
9.	Billy	10	33.	Milkmaker	37
10.	Bode	11	34.	Noa	38
11.	Bootleg	12	35.	Pete	39
12.	Bravo	13	36.	Regency	42
13.	Candyman	14	37.	Sid	43
14.	Cascade	15	38.	Skyler	44
15.	Cavalier	16	39.	Shamrock	45
16.	Chief	17	40.	Tidy	46
17.	Chris	18	41.	Troy	47
18.	Combinación	20	42.	Willow	49
19.	Conductor	21	43.	Ted	50
20.	Cream	22	44.	Walworth	51
21.	Dynamo	24	45.	Chairman	52
22.	Ford	25	46.	Sensation	53
23.	Geranjo	26	47.	Lannie	54
24.	Halo	27			

CADRO 3. NUMERO DE OBSEVACIONES POR AÑO Y POR NUMERO DE PARTO DE LA VACA

AÑO	NUMERO DE PARTO			TOTAL
	1	2	3	
1980	30	22	18	70
1981	25	14	28	67
1982	26	25	43	94
1983	31	19	35	85
1984	20	21	49	90
1985	19	10	56	85
1986	34	15	60	109
1987	29	19	58	106
1988	31	32	32	95
TOTAL	245	177	379	801

CUADRO 4. PORCENTAJE DE DISTOCIA SEGUN LAS DIFERENTES ESCALAS DE MEDICION.

ESCALA DE MEDICION	NUMERO OBS. (801)	TOTAL %
LINEAL		
NORMAL(1)	656	81.89
LIGERA AYUDA(2)	43	5.36
TRACCION FORZADA(3)	95	11.86
CESAREA(4)	7	0.87
PUNTUACIONES CONVENCIONAL		
NORMAL(100)	699	87.27
TRACCION FORZADA(50)	95	11.86
CESAREA(0)	7	0.87
BINOMIAL		
NORMAL(1)	699	87.27
DISTOCIA(0)	102	12.73
PUNTUACIONES CALCULADAS		
NORMAL(100)	699	87.27
TRACCION FORZADA(39)	95	11.86
CESAREA(0)	7	0.87

CUADRO 5. ANALISIS DE VARIANZA PARA LOS VALORES DE DISTOCIA DE ACUERDO A LAS ESCALAS DE MEDICION.

CUADRADOS MEDIOS					
F.V	G.L	LINEAL	PUNT.CONVENCIONAL	BINOMIAL	PUNT.CALCUL
AÑO DE PARTO	8	.74	507.89	.20*	868.43*
SEMENTAL	46	.71*	402.35	.14	596.25
SEXO DE LA CRIA	1	1.15	683.48	.28	430.60
NUM. DE PARTO	2	2.63**	1510.99**	.50**	2020.39**
ERROR	743	.45	310	.10	430.60

* (P<0.05)

** (P<0.01)

CUADRO 6. RESUMEN DE MEDIAS DE MINIMOS CUADRADOS SEGUN EL NUMERO DE PARTO POR LAS DIFERENTES ESCALAS DE MEDICION

PARTO	NO. OBS.	LINEAL	PUNT.CONV.	BINOMIAL	PUNT. CAL
1	245	1.58±0.05	87.03±1.5	0.77±0.03	85.34±1.7
2	177	1.26±0.06	94.96±1.6	0.91±0.03	94.74±1.8
≥3	379	1.11±0.13	97.63±3.9	0.96±0.07	97.50±4.6

CUADRO 7. RESUMEN DE MEDIAS DE MINIMOS CUADRADOS SEGUN EL SEXO DE LA CRIA POR LAS DIFERENTES ESCALAS DE MEDICION

SEXO	NO. OBS.	LINEAL	PUNT. CONV.	BINOMIAL	PUNT. CAL
1	414	1.23±0.06	95.20±1.6	0.91±0.03	94.78±1.9
2	387	1.15±0.06	97.12±1.6	0.95±0.03	96.86±1.9

CUADRO 8. ESTIMACION DE COMPONENTES DE VARIANZA Y HEREDABILIDADES
CON LAS DIFERENTES ESCALAS DE MEDICION.

ESCALA DE MEDICION	σ^2_e	σ^2_s	$\sigma^2_e + \sigma^2_s$	* r	** h ²
LINEAL	.459	.0113	.4703	40.6	.10 ± .09
PUNT. CONVEN- - CIONAL	312.587	3.842	316.429	81.3	.05 ± .08
BINOMIAL	.101	.0032	.1042	31.5	.12 ± .09
PUNT. CAL- - CULADA	428.040	14.228	442.268	30.1	.13 ± .09

$$*r = \sigma^2_e / \sigma^2_s$$

$$**h^2 = 4\sigma^2_s / (\sigma^2_s + \sigma^2_e)$$

CUADRO 9. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES PARA FACILIDAD AL PARTO SEGUN BLUP Y CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS EN LA ESCALA LINEAL.

FACILIDAD AL PARTO	METODO DE EVALUACION	
	BLUP	CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
BAJO	18 35 45 13 46 51	51 18 35 21 13 45
	50 44 05 26 21 49	15 46 26 16 33 44
MEDIO	33 36 22 15 11 16	36 22 07 39 24 08
	24 54 03 07 12 08	11 49 12 03 47 02
	43 52 02 04 32 39	34 52 54 10 25 14
	47 10 25 34 27 28	28 50 37 31 17 20
	37 17 20 14 31 42	27 04 32 09 05 01
ALTO	01 09 30 38 53	30 38 43 42 53

CUADRO 10. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES PARA FACILIDAD A PARTO SEGUN BLUP Y CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS EN LA ESCALA DE PUNTUACION CONVENCIONAL.

FACILIDAD AL PARTO	METODO DE EVALUACION											
	BLUP					CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS						
BAJO	13	35	18	45	46	05	18	35	13	51	45	16
	51	36	33	50	26	49	33	46	26	36	24	07

MEDIO	16	44	03	24	11	22	44	11	22	03	49	21
	54	07	10	08	04	37	08	12	37	15	54	39
	28	43	21	15	12	32	10	28	47	17	02	34
	39	47	25	02	17	52	25	52	31	50	04	20

ALTO	34	27	31	42	20	01	27	05	01	32	14	09
	14	30	09	38	53	30	38	43	42	53		

CUADRO 11. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES PARA FACILIDAD AL PARTO SEGUN BLUP Y CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS EN LA ESCALA BINOMIAL.

FACILIDAD AL PARTO	METODO DE EVALUACION	
	BLUP	CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
BAJO	35 18 13 45 46 36	18 35 51 13 45 21
	51 33 26 05 44 49	33 16 26 36 46 08

MEDIO	22 50 16 03 24 54	22 44 24 39 15 07
	11 21 08 10 07 28	03 49 11 47 54 10
	37 15 12 43 47 39	37 34 12 28 52 17
	32 52 17 25 34 02	02 25 31 14 20 09
ALTO	-----	
	31 27 04 42 20 14	01 27 50 30 32 04
	01 09 30 38 53	38 05 53 42 43

CUADRO 12. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES PARA FACILIDAD AL PARTO SEGUN BLUP Y CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS EN LA ESCALA DE PUNTUACIONES CALCULADAS.

FACILIDAD AL PARTO	METODO DE EVALUACION	
	BLUP	CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
BAJO	13 35 18 45 46 51	18 35 51 13 45 16
	36 33 05 26 49 44	33 26 46 36 07 24
MEDIO	50 03 16 24 22 11	22 21 44 08 11 03
	54 07 08 37 10 28	12 37 15 39 49 17
	21 12 15 43 47 39	54 10 47 28 02 34
	32 17 02 25 52 34	25 52 31 14 20 50
	31 27 20 01 42 04	01 27 30 09 32 38
ALTO	14 09 30 38 53	05 04 53 42 43

CUADRO 13. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES DE ACUERDO AL BLUP
Y DE CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
UTILIZANDO LA ESCALA LINEAL.

SEMEN	OB	BLUP	ORDEN	CONST. AJUST.	ORDEN
1	15	0.1869	43	0.089983	42
2	22	0.0082	27	-0.02079	24
3	8	-0.0391	21	-0.02649	22
4	15	0.0101	28	0.064111	38
5	25	-0.1095	9	0.084219	41
7	46	-0.0320	22	-0.04861	15
8	16	-0.0019	24	-0.04015	18
9	7	0.2515	44	0.070823	40
10	4	0.0373	32	-0.00140	28
11	17	-0.0600	17	-0.03585	19
12	28	-0.0182	23	-0.03076	21
13	12	-0.2279	4	-0.11461	5
14	32	0.1246	40	0.016748	30
15	32	-0.0755	16	-0.09483	7
16	21	-0.0594	18	-0.07158	10
17	38	0.0854	38	0.033964	35
18	14	-0.2533	1	-0.15875	2
20	10	0.1128	39	0.35023	36
21	59	-0.0949	11	-0.12741	4
22	27	-0.0844	15	-0.05207	14
24	21	-0.0536	19	-0.04292	17
25	8	0.0381	33	0.007290	29
26	11	-0.0964	10	-0.07353	9
27	4	0.0661	35	0.051807	37
28	6	0.0780	36	0.027533	31
30	14	0.3446	45	0.126221	43
31	4	0.1441	41	0.033129	34
32	6	0.0109	29	0.064598	39
33	11	-0.0895	13	-0.06792	11
34	15	0.0394	34	-0.01996	25
35	12	-0.2470	2	-0.14579	3
36	6	-0.0884	14	-0.05271	13
37	20	0.0829	37	0.032614	33
38	11	0.3585	46	0.156007	44
39	28	0.0123	30	-0.04632	16
42	21	0.1464	42	0.218107	46
43	53	-0.0018	25	0.208383	45
44	7	-0.1159	8	-0.06468	12
45	8	-0.2290	3	-0.09494	6
46	5	-0.2045	5	-0.07590	8
47	12	0.0172	31	-0.02388	23
49	4	-0.0899	12	-0.03102	20
50	11	-0.1241	7	0.028118	32
51	39	-0.1718	6	-0.17626	1
52	5	-0.0011	26	-0.01779	26
53	6	0.4500	47	0.222009	47
54	5	-0.0405	20	-0.01263	27

CUADRO 14. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES DE ACUERDO AL BLUP
Y DE CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
UTILIZANDO LA ESCALA DE PUNTUACION CONVENCIONAL

SEMEN	OBS	BLUP	ORDEN	CONST. AJUST.	ORDEN
1	15	- 3.6816	6	-1.50114	9
2	22	-1.1772	14	-0.07672	19
3	8	1.7680	33	0.955511	32
4	15	0.3248	25	-1.16459	13
5	25	3.3248	42	-1.32082	10
7	46	0.4426	28	1.080117	36
8	16	0.3412	26	0.716574	29
9	7	-6.9553	3	-2.14770	6
10	4	0.4193	27	0.323515	23
11	17	1.2298	31	1.011253	34
12	28	-0.2148	19	0.647385	28
13	12	6.5279	47	3.431216	45
14	32	-4.7505	5	-2.01467	7
15	32	-0.2122	20	0.600385	26
16	21	1.9105	35	1.811803	42
17	38	-1.2356	13	0.023761	20
18	14	6.1566	45	3.669066	47
20	10	-3.6376	7	-1.183668	12
21	59	-0.1304	21	0.738947	30
22	27	1.0073	30	0.990924	33
24	21	1.5771	32	1.298630	37
25	8	-1.1417	15	-0.18771	17
26	11	2.3741	37	1.611433	39
27	4	-1.7867	10	-1.24663	11
28	6	0.0534	23	0.164226	22
30	14	-6.4951	4	-2.34501	5
31	4	-2.1742	9	-0.51962	15
32	6	0.3377	18	-1.51746	8
33	11	3.0614	39	1.753459	41
34	15	-1.5774	11	-0.12562	18
35	12	6.2843	46	3.492661	46
36	6	3.1973	40	1.554763	38
37	20	0.2125	24	0.619543	27
38	11	-7.7280	2	-3.17199	4
39	28	-0.8162	17	0.371328	24
42	21	-3.0768	8	-4.79879	2
43	53	-0.0575	22	-4.74804	3
44	7	1.8421	34	1.025309	35
45	8	5.0378	44	2.185139	43
46	5	4.3698	43	1.664673	40
47	12	-0.8510	16	0.07791	21
49	4	2.0542	36	0.803525	31
50	11	2.8859	38	-0.56459	14
51	39	3.3889	41	3.155502	44
52	5	-1.2975	12	-0.18847	16
53	6	-11.5037	1	-5.51140	1
54	5	0.9665	29	0.419199	25

CUADRO 15. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES DE ACUERDO AL BLUP
Y DE CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
UTILIZANDO LA ESCALA BINOMIAL.

SEMEN	OBS	BLUP	ORDEN	CONST.AJUST.	ORDEN
1	15	-0.0745	5	-0.03256	11
2	22	-0.0288	12	-0.00480	17
3	8	0.0280	32	0.015969	29
4	15	-0.0541	9	-0.06378	6
5	25	0.0450	38	-0.06521	4
7	46	0.0058	25	0.018102	30
8	16	0.0176	27	0.028050	36
9	7	-0.1127	4	-0.02832	12
10	4	0.0124	26	0.010579	24
11	17	0.0201	29	0.013955	27
12	28	-0.0085	21	0.006485	21
13	12	0.1224	45	0.062378	44
14	32	-0.0645	6	-0.00878	14
15	32	-0.0071	22	0.020470	31
16	21	0.0314	33	0.038623	40
17	38	-0.0249	15	-0.00364	18
18	14	0.1230	46	0.081259	47
20	10	-0.0639	7	-0.02126	13
21	59	0.0177	28	0.039478	42
22	27	0.0395	35	0.027403	35
24	21	0.0255	31	0.021602	33
25	8	-0.0256	14	-0.00561	16
26	11	0.0462	39	0.038057	39
27	4	-0.0455	10	-0.03265	10
28	6	0.0052	24	0.003842	20
30	14	-0.1341	3	-0.04104	8
31	4	-0.0406	11	-0.00647	15
32	6	-0.0192	17	-0.04296	7
33	11	0.0566	40	0.038740	41
34	15	-0.0279	13	0.007283	22
35	12	0.1263	47	0.077346	46
36	6	0.0657	42	0.035852	38
37	20	0.0006	23	0.008048	23
38	11	-0.1541	2	-0.06461	5
39	28	-0.0122	18	0.021582	32
42	21	-0.0599	8	-0.11695	2
43	53	-0.0089	20	-0.13546	1
44	7	0.0421	37	0.026968	34
45	8	0.1023	44	0.43287	43
46	5	0.0843	43	0.031728	37
47	12	-0.0117	19	0.010607	26
49	4	0.0398	36	0.014820	28
50	11	0.0337	34	-0.03726	9
51	39	0.0619	41	0.73045	45
52	5	-0.0206	16	0.001299	19
53	6	-0.1758	1	-0.09896	3
54	5	0.0219	30	0.010579	25

CUADRO 16. CLASIFICACION DE LOS SEMENTALES DE ACUERDO AL BLUP
Y DE CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS
UTILIZANDO LA ESCALA DE PUNTUACION CALCULADA.

SEMEN	OBS	BLUP	ORDEN	CONST. AJUST.	ORDEN
1	15	-4.2951	8	-1.46922	12
2	22	-1.0659	15	0.415853	19
3	8	2.2777	34	1.358287	30
4	5	-4.6920	6	-4.93468	4
5	25	3.0209	39	-4.87995	5
7	46	0.9114	28	2.055514	37
8	16	0.7353	27	1.483236	32
9	7	-6.8913	4	-1.75789	11
10	4	0.5739	25	0.568028	22
11	17	1.6001	30	1.413383	31
12	28	0.1254	22	1.356684	29
13	12	7.9266	47	4.355512	44
14	32	-5.1973	5	-1.40992	13
15	32	-0.3787	21	1.246969	27
16	21	2.2256	33	2.602510	42
17	38	-1.0007	16	0.776055	24
18	14	7.4051	45	4.873522	47
20	10	-3.4334	9	-0.824333	14
21	59	0.2563	23	1.804569	34
22	27	1.8741	31	1.835474	35
24	21	2.1096	32	2.004056	36
25	8	-1.1303	14	0.049253	17
26	11	2.8687	28	2.308242	40
27	4	-2.6459	10	-2.13265	10
28	6	0.3232	24	0.438442	20
30	14	-8.2077	3	-2.57034	9
31	4	-2.5005	11	-0.43098	15
32	6	-0.9137	17	-2.94009	7
33	11	3.5551	40	2.361659	41
34	15	-1.8215	12	0.332041	18
35	12	7.6663	46	4.665186	46
36	6	3.8416	41	2.111350	38
37	20	0.6069	26	1.249557	28
38	11	-9.1147	2	-3.50698	6
39	28	-0.8918	18	1.143488	26
42	21	-4.3871	7	-8.55576	2
43	53	-0.8564	20	-9.98757	1
44	7	2.5090	36	1.599759	33
45	8	6.9891	44	3.044253	43
46	5	5.7410	43	2.235796	39
47	12	-0.8831	19	0.514304	21
49	4	2.5317	37	1.076028	25
50	11	2.4274	35	-2.747775	8
51	39	3.9153	42	4.403767	45
52	5	-1.3862	13	0.012596	16
53	6	-13.3147	1	-7.39234	3
54	5	1.3909	29	0.702644	23

CUADRO 17. CORRELACIONES DE SPEARMAN ENTRE EL BLUP Y LAS CONSTANTES DE MINIMOS CUADRADOS AJUSTADAS SEGUN LA ESCALA DE MEDICION.

ESCALA DE MEDICION	CORRELACION
LINEAL	0.79
PUNTUACION CONVENCIONAL	0.82
BINOMIAL	0.79
PUNTUACION CALCULADA	0.81

ESTA TESIS NO DEBE
SALIR DE LA BIBLIOTECA

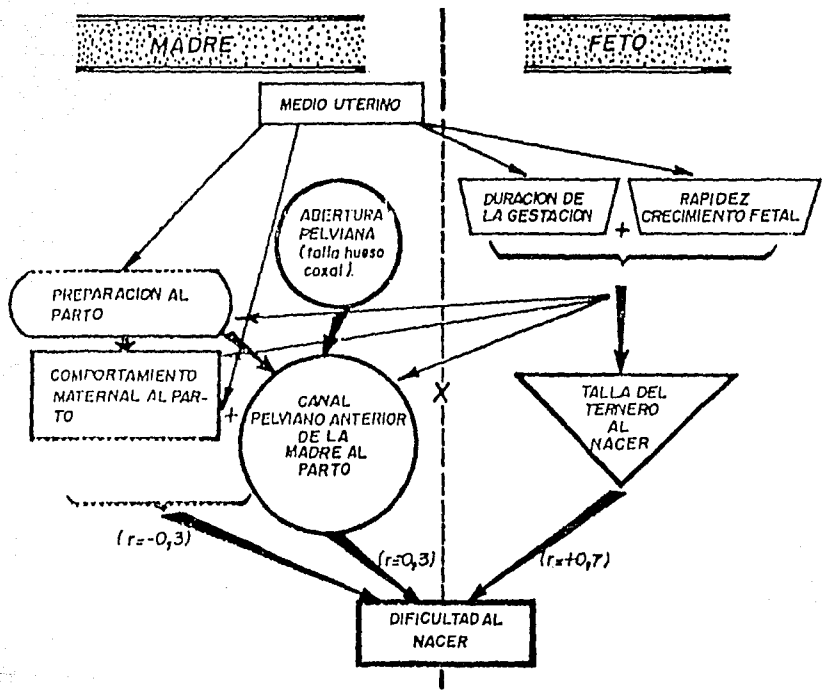


figura 1 MODELO BIOLÓGICO PARA EXPLICAR LAS CAUSAS DE LAS DIFICULTADES AL PARTO (DE ACUERDO CON MENISSIER, 1979).

III. LITERATURA CITADA

1. Alberro, M.: Pruebas de progenie de toros de razas lecheras para caracteres adicionales. Zootecnia 32: 168-174 (1983).
2. Andersen, B.B., Liboriussen, T., Thyssen, K. K. and Buchter, L.: Crossbreeding experiment with beef and dual purpose sire breeds on Danish dairy cows. Livest. Prod. Sci., 8: 227-238 (1976).
3. Auran, T.: Factors affecting the frequency of stillbirth in norwegian cattle. Acta Agricult. Scand., 22: 178-182 (1972).
4. Bacha, B.F.E.: Frecuencia de distocias en ganado bovino especializado en producción de leche. Tesis de licenciatura. Fac. Med. Vet. Zoot. Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F., 1980.
5. Bar-Anan, R., Soller, M. and Bowman, J.C.: Genetic and environmental factors affecting the incidence of difficult calvings and perinatal calf mortality in Israeli-Friesian dairy herds. Anim. Prod., 22: 299-310 (1976).
6. Bar-Anan, R.: A breeding strategy for reducing perinatal calf mortality in heifer calvings. In: Hoffman, B. Mason, I.L. and Schmidt, J. (eds.). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. The Hague. 1979
7. Belic, M. et Menissier, F.: Etude de quelques facteurs influencant les difficultés du velage en croisement industriel. Ann. Zoot., 17: 107-142 (1968).
8. Bellows, R.A., Shorth, R.E., Anderson, N.L., Knapp, B.W. and Pahnish, O.F.: Cause and effect relationship associated with calving difficulty and calf birth weight. J. Anim. Sci., 33: 407-415 (1971).
9. Berg, R.T.: Breeding considerations for minimising difficult calving. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. 4: 133-140 (1979).
10. Berger, P.J., and Freeman, A.E.: Prediction of sire merit for calving difficulty. J. Dairy Sci., 61: 1146-1150 (1978).

11. Bonnet, J.N.: Etude du couple mère-veau pendant la phase avant sevrage dans une expérience de croisement entre races à viande bovines Françaises. Mem. fin d'Etudes ENITA, Dijon. 1973.
12. BreDahl, R.L.: Beef-dairy cows breeding: A study of birth traits. Ph. D. Dissertation, Iowa State University. Ames, Iowa, 1970.
13. Brinks, J.S., Olsen, J.E. and Carroll, E.J.: Calving difficulty and its association with subsequent production in Herefords. J. Anim. Sci., 36: 11-17 (1973).
14. Bufering, P.J., Kress, D.D., Friedrich, R.L. and Vaniman, D.: Calving ease and growth rate of Simmental sired calves. I. Factors affecting calving ease and growth rate. J. Anim. Sci., 46: 922-929 (1978).
15. Burfening, P.J., Kress, D.D., Friedrich, R.L. and Vaniman, D.: Phenotypic and genetic relationships between calving ease, gestation length, birth weight and preweaning growth. J. Anim. Sci., 47: 595-600 (1978).
16. Cady, R.A. and Burnside, E.B.: Evaluation of dairy bulls in Ontario for calving ease of offspring. J. Dairy Sci., 65: 2150-2156 (1982).
17. Cady, R.A.: Evaluation of Holstein bulls for dystocia. Ph.D. tesis, Cornell University. Ithaca. N.Y., 1980 .
18. Caunedo, J.: Mortalidad de terneros. Pub. No 27. Departamento de control Emp. pecuaria "Niña Bonita". La Habana, Cuba. 1976.
19. Christensen, L.G. and Pedersen, J.: A crossbreeding experiment with Red Danish, Holstein Friesian and Finnish Ayrshire cattle. Results on dystocia and stillbirth and their influence on subsequent performance. 29th Ann. Meet. EAAP. Stockholm, 1978.
20. Dempster, E.R., and Lerner, I.M.: Heritability of threshold characters. Genetics 35: 212-236 (1950).
21. Djemali, M., Berger, P.J. and Freeman, A.E.: Ordered categorical sire evaluation for dystocia in Holstein. J. Dairy Sci., 70: 2374-2384 (1987).
22. Djemali, M., Freeman, A.E., and Berger, P.J.: Reporting of dystocia on production, days open, and days dry from dairy herd improvement data. J. Dairy Sci., 70: 2127-2131 (1987).

23. Dreyer, D. and Leipnitz, H.: Kalbverluste und schwergeburt. Tierzuchter, 23: 397-400 (1971).
24. Dreyer, D.: Nachkommenprüfung auf leichtkalbigkeit und geringe kalbverluste. Tierzuchter, 25: 58-61 (1973).
25. Falconer D.S.: Introducción a la Genética Cuantitativa. 5a ed. CECSA, México, D.F., 1975.
26. Foulley, J.l., Meniessier F. and Vissac, B.: Calving ability in French beef breeds and its genetic improvement Beef. Impl. Feed. Meet., Kansas City, 1976.
27. Gianola, D. and Goffinet, B.: Sire evaluation with best linear unbiased predictors. Biometrics, 38: 1085-1088 (1982).
28. Gianola, D.: A method of sires evaluation for dichotomies. J. Anim. Sci., 51: 1266-1271 (1980).
29. Gianola, D.: Genetic evaluations of animals for traits with categorical responses. J. Anim. Sci., 51: 1272-1276 (1980).
30. Guerra, D.R., Rico, A. de los Reyes y Menéndez, A.: Factores no genéticos que afectan la frecuencia de nacidos muertos de hembras Holstein en primer parto. Rev. Cub. Rep. Anim., 6: 1-7 (1980).
31. Hafez, E.S.E.: Reproduction in Farm Animals, 4th ed. Lea and Febiger, Philadelphia, 1980.
32. Hansen, M.: Calving performance in Danish breed of dual purpose cattle. Livest. Prod. Sci., 2: 51-55 (1975).
33. Hansen, M.: The effect of calving performance on fertility and yield in the subsequent lactation. 26th. Ann. Meet. EAAP, Warsaw, Poland. 1975.
34. Harvey, W.R.: Computing procedures for a generalized least squares analysis program. USDA. Paper presented at analysis of variance conference. Ft. Collins, Colorado. 1964.
35. Harvey, W.R.: Least squares analysis of discrete data. J. Anim. Sci., 54: 1067-1071 (1982).
36. Harvey, W.R.: Mixed model least squares and maximum likelihood computer program. PC-1 Version. User's Guide for LSMLMW. Ohio State University, Columbus. 1987. (Mimeograph).
37. Hazel, L.N.: The genetic basis for constructing genetic indexes. Genetics, 28: 426-430 (1943).

38. Henderson, C.R.: General flexibility of linear model techniques for sire evaluation. J. Dairy Sci. 57: 963-968 (1974).
39. Henderson, C.R.: Selection index and expected genetic advance. Statistical genetics and plant breeding. Washington, N.R.C.: 53-56 (1963).
40. Henderson, C.R.: Sire evaluaci3n and genetic trends. In: Proceedings of the animal breeding and genetics symposium in honor of Dr. Jay Lush. Amer. Soc. animal Sci. and Amer. dairy sci, Champaign, Illinois, (1973).
41. Henderson, C.R.: Undesirable propeties of regressed least squares prediction of breeding values. J. Dairy Sci., 61: 114-120 (1978).
42. Jensen, P., Philipsson, J., Ewert, J. and Wiggen, J.: Effect of incidence level of the variate on the analysis of all-or none traits. Enternordisk lisensiatkurs, N.L.H, Vollebekk, Norway. 1969.
43. Laster, D. B. and Gregory, K.E.: Factors influencing peri and early postnatal calf mortality. J. Anim. Sci., 37: 1092-1097 (1973).
44. Laster, D.B., Glimp, H.A., Cundiff, L.V. and Gregory, K.E.: Factors affecting dystocia and the effects of dystocia on subsequent reproduction in the beef cattle. J. Anim. Sci., 36: 695-705 (1973).
45. Laster, D.B.: Factors affecting pelvic size and dystocia in beef cattle. J. Anim. Sci., 38: 496-503 (1974).
46. Li, J.C.: Introduction to statistical inference. Edwards Brothers, Inc. Ann. Arborn. MI. 1957.
47. Liboriussen, T.: Influence of sire breed on calving performance, perinatal mortality and gestation lenght. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. 4: 120-132 (1979).
48. Lin, H.K., Oltenacu, P.A., Van Vleck, D.L., Erb, H.N. and Smith, R.D.: Heretabilities of and genetics correlations among six health problems in Holstein cows. J. Dairy Sci., 72: 180-186 (1989).
49. Lindh3, B.: Dead and difficult births in cattle and measures for their prevention. World Rev. Anim. Prod. 2: 53-59 (1967).

50. Lowman, B.G.: Pre-calving management and feeding of the beef cow in relation to calving problems and viability of the calf. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. 4: 392-407 (1979).
51. Lush, J.L., Lamoureux, W.F. and Hazel, L.N.: The heritability of resistance to death in the fowl. Poult. Sci., 27: 375-383 (1948).
52. Lush, J.L.: The genetic of populations. Mimeo. Iowa State University Ames. Iowa, 1948.
53. Martinez, M.L., Freeman A.E. and Berger P.L.: Genetic Relationship between calf livability and calving difficulty in Holstein. J. Dairy Sci., 66: 1494-1502 (1983).
54. McDaniel, B.T.: Economic impact of calving difficulty in Holstein heifers. J. Dairy Sci., 64 (suppl. 1) : 81. (abstr.) (1981).
55. Meijering, A. and Postma, A.: Morphologic aspects of dystocia in dairy and dual purpose heifers. Can. J. Anim. Sci., 64: 551-562 (1984).
56. Meijering, A. and Postma, A.: Responses to sire selection for dystocia. Livest. Prod. Sci., 13: 251-266 (1985).
57. Meijering, A.: Beef crossing with Dutch Friesian cows: Model calculations on expected levels of calving difficulties and their consequences for probability. Livest. Prod. Sci., 7: 419-436 (1980).
58. Meijering, A.: Dystocia and stillbirth in cattle. A review of causes relations and implications. Livest. Prod. Sci., 11: 143-177 (1984).
59. Mendez, I.: Modelos estadísticos lineales, interpretación y aplicaciones. 2a. ed. CONACYT, México, D.F., 1981.
60. Menéndez, A. y Guerra, D.: Dificultades al parto y crias muertas en el vacuno. Rev. Cub. Reprod. Anim., 6: 2-13 (1980)
61. Menissier, F.: Les difficultés de mise-bas chez les bovins. Bull. Tech. Dep. Génét. Anim., No 29-30 INRA, France. 1979.
62. Misztal, I., Gianola, D. and Foulley, J.L.: Computing aspects of a nonlinear method of sire evaluation for categorical data. J. Dairy Sci., 72: 1557-1568 (1989).

63. Monteiro, L.S.: The relative size of calf and dam and the frequency of calving difficulties. Anim. Prod. 11: 293-306 (1969).
64. Morris, C.A., Bennett, G.L., Baker, R.L. and Cartex, A.H.: Birth weight, dystocia and calf mortality in some New Zealand beef breeding herds. J. Anim. Sci., 62: 327-343 (1986).
65. Notter, D.R., Cundiff, L.V., Smith, G.M., Laster, D.B. and Gregory, K.E.: Characterization of biological types of cattle. VI. Transmitted and maternal effects of birth and survival traits in progeny of young cows. J. Anim. Sci., 46: 892-897 (1978).
66. Pelissier, C.L.: Herd breeding problems and their consequences. J. Dairy Sci., 15: 385-389 (1972).
67. Philipsson, J., Foulley, L., Lederer, J., Liboriussen, T. and Osinga, S.: Sire evaluation standars and breeding strategies for limiting dystocia and stillbirth. Livest. Prod. Sci., 6: 11-17 (1979).
68. Philipsson, J.: Calving performance and calf mortality. Livest. Prod. Sci., 3: 319-323 (1976).
69. Philipsson, J.: Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. II. Effects of non genetics factors. Acta Agric. Scand. 26: 165-169 (1976).
70. Philipsson, J.: Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in swedish cattle breeds. V-Effects of calving performance and stillbirth in Swedish Friesian heifers on productivity in the subsequent lactation. Acta Agric. Scand., 26: 230-234 (1976).
71. Philipsson, J.: Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in swedish cattle breed. III-Genetic parameters. Acta Agric. Scand., 26: 211-215 (1976).
72. Philipsson, J.: Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in swedish cattle breeds. I-General introduction and breed averages. Acta Agric. Scand., 26: 151-156 (1976).
73. Pirchner, F.: Population in animal breeding. W. H. Freeman and compagny, San Francisco, California, 1969.

74. Politiek, R.D.: Sire evaluation for dystocia in Dutch cattle breeds. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. 2: 112-119 (1977).
75. Politiek, R.D.: Sire evaluation for dystocia in Dutch cattle breeds. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martinus Nijhoff. 4: 206-219 (1979).
76. Pollack, E. J. and Freeman, A.E.: Parameters estimation and sire evaluation for dystocia and calf size in Holstein. J. Dairy Sci., 59: 1817-1824 (1976).
77. Price, T.D. and Wiltbank, J.N.: Dystocia in cattle. A review and implications. Theriogenology. Vol. 9, No. 3. 195-217 (1977).
78. Razungles, J.: Heritabilité des caracteres discrets; étude bibliographique critique. Ann. Génét. Sel. Anim. 9: 43-47 (1977).
79. Rice, L. E. and Wiltbank, J.N.: Dystocia in beef heifers. J. Dairy Sci., 30: 1043 -1047 (1970).
80. Robertson, A. and Lerner, I.M.: The heretability of all or-none trait viability of poultry, Genetics 34: 395-401 (1969).
81. Ronningen, K.: The estimation of genetics parameters for all-or-none trait. Tierzucht Z. (1976).
82. Sagebiel, S.A., Krause, G.F, Seblit, B., Lanford, L., Comfort, J.E., Dwyer A J. and Laster, J.F.: Dystocia in reciprocally crossed Angus, Hereford and Charolais cattle. J. Anim. Sci., 29: 245-249 (1969).
83. Schaeffer L.R. and Wilton, J.W.: Evaluation of beef sires across breeds for calving easy. Can. J. Anim. Sci., 57: 635-638 (1977).
84. Schaeffer L.R. and Wilton, J.W.: Methods of sire evaluation for calving ease. J. Dairy Sci., 59: 544-547 (1976).
85. Schaeffer, L.R.: Notes of linear model theory and Henderson's mixed model techniques. Mimeo. University of Guelph, Guelph, Ontario. 1979.
86. Searle, S.R.: Linear models for unbalanced data. John Wiley & Sons. N.Y., 1987.

87. Smidt, D. and Hunt, F.W.: Survey of the incidence of calving problems, calf mortality, and their economic importance: Dairy and dual-purpose cattle. IN: B. Hoffmann, I.L. Mason, and J. Schmidt (Editors). Calving problems and early viability of the calf. Martnus Nijhoff. 4: 3-29 (1979).
88. Smith, G.M., Laster, D.B. and Gregory, K.E.: Characterizations of biological types of cattle. I-Dystocia and preweaning growth. J. Anim. Sci., 43: 27-31 (1976).
89. Snell, E.J.: A scaling procedure for ordered categorical data. Biometrics, 20: 592-607 (1964).
90. Taylor, C.S., Monteiro, L.S. and Perreau, B.: Possibility of reducing calving difficulties by selection. III. A note on pelvic size in relation to body weight of cattle. Ann. de Génét. et de Select. Anim., 7: 49-57 (1975).
91. Thompson, J.R. and Rege, J.E.O.: Influences of dam on calving difficulty and early calf mortality. J. Dairy Sci., 67: 847-853 (1984).
92. Thompson, J.R., Freeman, A.E. and Berger, P.J.: Relationship of dystocia transmitting ability with type and production transmitting abilities in Holstein bulls. J. Dairy Sci., 63: 1462-1466 (1980).
93. Thompson, J.R., Freeman, A.E. and Berger, P.J.: Age of dam and maternal effects for dystocia in Holstein. J. Dairy Sci., 64: 1603-1609 (1981).
94. Thompson, J.R.: Genetic interrelationships of parturition problems and production. J. Dairy Sci., 67: 628-632 (1984).
95. Thompson, J.R.: Sire evaluation. Biometrics. 35: 339-343 (1979).
96. Tong, A.K.W., Wilton, J.W. and Schaeffer, L.R.: Application of a scoring procedure and transformations to dairy type classification and beef ease of calving categorical data. Can. J. Anim. Sci., 57: 1-5 (1977).
97. Tyler, W.J., Chapman, A.B. and Dickerson, G.E.: Sources of variation in the birth weight of Holstein Friesian calves. J. Dairy Sci., 30: 483-490 (1974).
98. Van Vleck, L.D. and Edling, K.M.: Multiple trait evaluation of bulls for calving ease. J. Dairy Sci., 67: 3025-3033 (1984).

99. Van Vleck, L.D.: Estimation of heritability of threshold characters. J. Dairy Sci., 55: 218-226 (1972).
100. Ward, J.K.: Body measurements and calving difficulty. J. Anim. Sci., 33: 1164-1166 (1971). (Abstr.)
101. Weller, J.I. and Gianola, D.: Models for genetic analysis of dystocia and calf mortality. J. Dairy Sci., 72: 2633-2643 (1989).
102. Weller, J.I., Misztal, I. and Gianola, D.: Genetic analysis of dystocia and calf mortality in Israeli-Holstein by threshold and linear models. J. Dairy Sci., 71: 2491-2501 (1988).
103. Zarnecki, A.: Genetic and environmental factors affecting calving difficulty in Polish lowland cattle. Department of Animal Breeding Agricultural Academy, Krakow, Poland. 1981.