

MODELOS PARA LA IMPLEMENTACIÓN DE LA EVALUACIÓN GENÉTICA
POR DIFICULTAD AL PARTO DE REPRODUCTORES HOLANDO ARGENTINO
DE LA PROVINCIA DE BUENOS AIRES (**Anexo II**)

RESUMEN

La presentación de partos distócicos influye negativamente en la rentabilidad de las explotaciones ganaderas. Por esta razón, se propuso evaluar distintos modelos de evaluación genética para dificultad al parto en bovinos de leche de la Provincia de Buenos Aires. Se utilizaron datos provenientes de dos establecimientos lecheros de la cuenca mar y sierras del partido de Tandil, recogidos entre los años 1988 a 2008, extraídos de la base de datos (SICEL IV) y pertenece a animales de la raza Holando Argentino que se encuentran bajo control lechero oficial de la Asociación de Criadores de Holando Argentino. Fueron obtenidos un total de 8287 registros pertenecientes a 2911 animales. El análisis del carácter facilidad de parto se llevó a cabo bajo dos modelos diferentes, un modelo animal lineal (LM) y un modelo animal umbral (TM). Ambas heredabilidades directa y materna obtenidas a partir del modelo lineal (0,080 y 0,042, respectivamente) fueron inferiores a las obtenidas a partir del modelo umbral (0,144 y 0,124, respectivamente). Las correlaciones genéticas de los efectos genéticos directos y maternos obtenidos del análisis de ambos modelos lineal y umbral fueron similares (0,842 y 0,832, respectivamente). Los promedios de los valores genéticos predichos directos y maternos obtenidos con el modelo animal umbral son mayores que los obtenidos con el modelo animal lineal. La aplicación de la metodología umbral permite capturar mayor varianza al obtener estimas de heredabilidades directas y maternas más altas. Las correlaciones entre los valores genéticos para ambos modelos estudiados son elevadas. El modelo animal umbral, es la metodología más adecuada para el análisis de la dificultad al parto debido a que permite explicar su naturaleza categórica.

1.INTRODUCCIÓN

La presentación de diferentes grados de dificultad al parto tiene un impacto directo sobre la rentabilidad del sistema de producción de leche, deteriorando la eficiencia reproductiva en el servicio posterior, la sobrevivencia perinatal del ternero y la producción de leche de la vaca en los primeros meses de lactancia (Philipsson, 1976; Mc Guirk et. al. 2007).

Existen numerosos factores, genéticos y ambientales, que interactúan en el desarrollo de este fenómeno que darán como resultado un parto normal o con dificultades. A su vez, los factores que influyen sobre el comportamiento del parto y la sobrevivencia perinatal pueden ser divididos en componentes atribuibles al ternero y los atribuibles a la vaca.

El inconveniente de predecir la dificultad al parto puede deberse a que las causas que lo provocan no han sido detectadas con claridad, o a que no se utilizan métodos de análisis adecuados (Magofke, 1991).

Distintos trabajos dan a peso al nacer como el factor más importante sobre la incidencia de parto distócico y estiman que la magnitud de los parámetros genéticos entre estas dos características permitirá el uso de la selección para mejorar la sobrevivencia de los terneros. Indican, sin embargo, el riesgo que significa disminuir demasiado los pesos al nacer, pudiendo llegar a niveles que afecten la sobrevivencia perinatal (Casanova, 1996).

El problema que plantea la dificultad al parto ha sido abordado a través de programas de mejora genética en los que se pretende, mediante la evaluación genética de los toros, detectar aquellos reproductores que transmiten dificultad al parto con el fin de no utilizarlos sobre vaquillonas o vacas que hayan tenido problemas de distocia en lactancias anteriores (López de Maturana et al, 2006).

En la actualidad, distintos países en todo el mundo realizan evaluaciones genéticas para facilidad de parto.

En Argentina no existen antecedentes de investigación en el área de la genética sobre información oficial de dificultad al parto en rodeos lecheros, ya sea la principal raza que es la Holando Argentino, ni tampoco sobre la raza Jersey o cruzamientos de razas lecheras de reciente introducción.

Por tal motivo los **objetivos** de este trabajo fueron:

Objetivo general

- Evaluar distintos modelos de evaluación genética para dificultad al parto en bovinos de leche de la Provincia de Buenos Aires.

Objetivos particulares

- Analizar distintos modelos de evaluación genética de dificultad al parto.
- Proponer el modelo adecuado para las evaluaciones genéticas de rutina para ganado de leche.

2.REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Dificultad al parto

La dificultad al parto, que se caracteriza por la incidencia de distocias (definido como el parto prolongado o difícil) se presenta en numerosos estudios como una de las características funcionales más importantes en el ganado lechero debido a su influencia en los costos directos e indirectos del rodeo (Dematawewa and Berger, 1997).

La presentación de diferentes grados de dificultad al parto y muerte perinatal son dos aspectos de gran importancia económica para los productores tanto de leche como de carne (Philipsson, 1976).

Investigaciones realizadas en bovinos destinados a la producción de leche (Philipsson. 1976; Smith et. al., 1976) y otras en bovinos destinados a la producción de carne (Alejo et. al, 2000; García et. al., 1999) permiten concluir que existe plena coincidencia entre los diferentes autores en cuanto a las consecuencias negativas que tienen la presentación de parto distócico y la muerte perinatal sobre la eficiencia del rodeo.

Cualquier alteración en el curso del parto es de gran importancia en la viabilidad del ternero. Las muertes perinatales en casos de partos anormales son considerablemente superiores que las de partos normales.

Los factores que influyen sobre el comportamiento del parto y la sobrevivencia perinatal pueden ser divididos en componentes atribuibles al ternero y los atribuibles a la vaca. En muchos casos ellos pueden estar combinados. A su vez, estos factores pueden clasificarse en efectos genéticos y no genéticos. Considerando los factores atribuibles a la vaca que afectan el normal desarrollo del parto, es la edad al parto una de las causas mas importantes. Es en vaquillas jóvenes donde se observa el mayor porcentaje de partos distócicos (Philipsson, 1976; Simerl et al., 1991; Magofke, 1991).

En términos económicos, la dificultad al parto es una de las características funcionales más importantes en el ganado lechero (Dekkers, 1994; Dematawewa y Berger, 1997). Los partos distócicos aumentan tanto los costos directos (gastos veterinarios, muerte de la cría y / o de la vaca) como los costos indirectos del rodeo, debido a que aumenta el riesgo de enfermedad, aumenta la tasa de descarte de vacas y disminuye la producción de leche (Dekkers, 1994; Dematawewa y Berger, 1997). Rasgos reproductivos, tales como días abiertos o el número de servicios por gestación, también pueden verse afectadas por la presencia de partos distócicos (Dematawewa y Berger, 1997; López de Maturana et al, 2006).

Relación de la dificultad al parto con otras variables.

Diversos estudios han demostrado la importancia que presenta la dificultad al parto por si misma y también por su relación y sus efectos sobre otros rasgos de importancia en la cría del ganado lechero. Estos rasgos son: caracteres de tipo, fertilidad, longevidad, caracteres de producción, muerte fetal, peso al nacimiento y largo de gestación. A continuación se realiza una breve descripción de la relación entre la dificultad al parto y los rasgos mencionados anteriormente.

Caracteres de tipo. Los caracteres de tipo (o morfológicos) describen la apariencia física de la vaca y son registrados fácilmente. Por lo tanto, parece interesante analizar la relación entre los rasgos morfológicos y la dificultad al parto. Cuet et al (1990) encontraron que algunos rasgos de conformación (ancho lomo, ancho de grupa, puntaje general, apariencia general, aptitud lechera) y la dificultad al parto son rasgos genéticamente correlacionados en vacas y vaquillonas. Además, distintos autores han recomendado la medición del área pélvica, debido a su valor como predictor de la distocia (Johanson y Berger, 2003). Esta relación se ha encontrado también a nivel de genes, un QTL (quantitative trait locus) en el autosoma 8 fue identificado como un QTL de la dificultad al parto en los Estados Unidos y en Francia fue identificado un QTL para ancho de grupa (Ashwell et al 2005). Sin embargo, otros estudios han encontrado resultados opuestos a los descritos anteriormente, al no encontrar una clara relación fenotípica o genética entre algunas de las características morfológicas de la vaca y los componentes de la dificultad al parto (Meijering y Postma 1984, Kriese et al 1994; Colburn et al 1997)

Rasgos de fertilidad. Distintos estudios han analizado la influencia de la distocia en el rendimiento reproductivo y han encontrado que la dificultad al parto afecta negativamente la fertilidad de la vaca en el próximo ciclo reproductivo, lo que retrasa la aparición del primer celo, la involución uterina y altera la función reproductiva de la vaca (Dematawewa y Berger, 1997; Rajala y Grohn, 1998). Sin embargo, la relación genética entre los componentes de la dificultad al parto y la fertilidad no han sido estudiados todavía.

La relación entre dificultad al parto y la performance reproductiva del ciclo reproductivo siguiente puede ser recursivo, debido a que la dificultad al parto afecta la fertilidad del ciclo reproductivo posterior, pero claramente esta no puede afectar al rendimiento del parto anterior. Gianola y Sorensen (2004) propusieron una metodología para el manejo de este tipo de relaciones en la cría animal, la cual ha sido aplicada. De los Campos et al (2006) modelaron la relación entre la puntuación de células somáticas y producción de leche en vacas lecheras aplicando la teoría mencionada, mediante el uso de modelos de ecuaciones estructurales. Estos modelos se pueden definir como modelos en los que los fenotipos interactúan entre sí, los efectos se observan con ruido (y tienen que ser inferidos), y muestran diferentes efectos residuales (Johnson y Wichern, 2002).

Longevidad. El impacto de la dificultad al parto sobre la longevidad funcional tanto en rodeos de leche como de carne ha sido investigado en numerosos estudios (Rogers et al, 2004; Tarrés et al, 2004; Sewalem et al, 2006), concluyendo que la dificultad al parto afecta negativamente la longevidad funcional.

Rasgos de producción. La dificultad al parto, al igual que otras enfermedades relacionadas con el aparato reproductor (por ejemplo, retención de placenta), puede afectar negativamente a las características de producción de leche (Dematawewa y Berger, 1997; Rajala y Grohn, 1998), y la productividad en general. Este efecto negativo sobre la producción de leche ha sido estudiado por distintos investigadores comparando la producción de leche de vacas que muestran diferentes actuaciones al parto.

Sin embargo, una relación genética entre la producción de leche y los componentes de dificultad al parto cercana a 0 se ha encontrado en la mayoría de los estudios (Meijering; 1984; Dekkers, 1994).

Muerte fetal. Un riesgo importante de muerte fetal se debe a una desproporción entre el tamaño del ternero y la pelvis, lo que resultará en un parto complicado (Meijering, 1984; Berger et al, 1992; Meyer et al, 2000; Hansen et al, 2004). Ambos efectos directos y maternos de la dificultad al parto están asociados con la muerte fetal (Luo et al, 1999), aunque la variación genética directa sobre la muerte fetal existe independientemente de la dificultad al parto (Steinbock et al, 2003).

El peso al nacer. Numerosos estudios han informado al peso al nacer como el componente principal de la presentación de distocia (Meijering y Postma, 1984; Wautlet et al, 1990; Berger et al, 1992; Mc Guirk et al, 1999). Johanson y Berger (2003) recomiendan a los productores la toma del dato de peso al nacer, debido a su valor como predictor de la distocia y muerte fetal. Algunos estudios han sugerido que existe una relación no lineal entre el peso al nacimiento y la distocia (Meijering, 1984; Mc Guirk et al, 1999).

Según Laster et al. (1973) la incidencia de distocia aumenta $2,3 \pm 0,21\%$ por cada kilogramo de peso al nacer. Los mismos autores señalan que el efecto del peso al nacer en la distocia depende de la edad de la vaca: $2,3 \pm 0,34\%$ para 2 años de edad; $1,5 \pm 0,35\%$ para 3 años de edad; $0,9 \pm 0,42\%$ para 4 años de edad y $0,5 \pm 0,31\%$ para mayores de 5 años (por cada Kg. de aumento de peso al nacer).

Según Bellows et al. (1971) el tamaño desproporcionado del ternero en relación con el área pélvica de la vaca sería el principal efecto sobre la incidencia de partos distócicos. El autor además obtiene que entre el 26 y el 51% de la variación observada en dificultad al parto se atribuye al área pélvica y peso al nacer, respectivamente.

Largo de gestación. En general, las gestaciones más prolongadas están relacionadas con dificultades en el parto. Sin embargo, una relación no lineal entre el tiempo de gestación y la facilidad de parto se ha reportado en numerosos trabajos (Meijering,

1986; Mc Guirk et al, 1999; Meyer et al, 2000). En estos estudios, longitudes intermedias de gestación se asocian a partos sin dificultad (Mc Guirk et al, 1999).

Correlaciones genéticas entre el peso al nacer y la duración de la gestación han sido reportadas en el rango de 0,20 a 0,52 (Crews, 2006; Philipsson, 1976), haciéndose posible su modificación por selección.

Heredabilidad de la dificultad al parto

El índice de herencia se ha desarrollado para establecer que porcentaje de la variación fenotípica se debe a la variación genética aditiva. La magnitud del índice va a depender tanto de la constitución genética del rodeo como de las condiciones ambientales en que se encuentre (Casanova, 1996).

Tanto la dificultad al parto como la muerte perinatal presentan bajos índices de herencia promedio, 0,05 y 0,04, en el mismo orden (Andersen y Plum, 1965), pudiendo variar entre 0,005 y 0,4 según la investigación. Casanova (1996) obtuvo un índice de herencia para dificultad al parto de $0,133 \pm 0,051$.

Si bien la heredabilidad de estas características es baja, el alto impacto económico sobre la producción justifica los esfuerzos por mejorarlas mediante selección, debido a que dicha mejora es un cambio permanente que beneficia a todas las futuras crías (Wall et al, 2009).

Correlación de la dificultad al parto

La dificultad al parto presenta valores de correlaciones genéticas medianos a altos con las características muerte perinatal, peso al nacimiento y largo de gestación (0.6-0.8; 0.9-0.37 y 0.3, respectivamente) (Philipsson, 1976; Sieber, 1978).

Toma del dato de dificultad al parto

El rendimiento (o performance) de la vaca al momento del parto suele ser registrado en distintas categorías, dependiendo del grado de dificultad que presentó durante el parto. En la mayoría de los sistemas de puntuación de dificultad al parto, las puntuaciones más altas indican mayores problemas en el parto (Philipsson et al, 1979; Meijering, 1986, Steinbock et al, 2003; Van Tassel et al, 2003). Sin embargo, la naturaleza categórica de la dificultad al parto es ignorada en la mayoría de las evaluaciones genéticas nacionales (<http://www-interbull.slu.se/>), debido a la aplicación del modelo lineal para estimar los parámetros genéticos. En teoría, el análisis de tales variables utilizando la metodología lineal es inadecuado (Gianola, 1982) y, por lo tanto, la aplicación de métodos que tienen en cuenta la naturaleza categórica de la dificultad al parto (por ejemplo, el modelo umbral) es más adecuado. El modelo umbral (TM) (Wright, 1934) postula que los fenotipos se distribuyen siguiendo una distribución subyacente y que el resultado categórico observado depende de la posición de esos fenotipos con respecto a uno o más umbrales fijos. Esta metodología ha sido ampliamente aplicada para el análisis de rasgos categóricos en la cría animal (Gianola y Foulley, 1983; Sorensen et al, 1995, Wang et al, 1997, Varona et al, 1999).

Análisis genético de dificultad al parto

Existen puntos críticos que afectan el estudio genético de la dificultad al parto. La naturaleza categórica y el sistema de puntuación de la dificultad al parto, junto con el hecho de que es un rasgo genéticamente afectado por efectos directos y maternos, hacen difícil su análisis.

Rasgo categórico. Al igual que otros rasgos de interés económico y biológico, la dificultad al parto es un rasgo que muestra una distribución fenotípica discontinua y no sigue los patrones de herencia mendeliana.

Diferentes enfoques lineales para analizar los rasgos categóricos se han llevado a cabo, siendo la metodología BLUP (mejor predictor lineal insesgado) el más común. Gianola (1982) ha señalado que la aplicación de la metodología lineal a los rasgos categóricos presenta distintos inconvenientes:

*La heredabilidad en la escala observable no es invariante a la definición de las categorías.

*La varianza del medio ambiente no es constante en todo el rango de valores genotípicos.

* No se puede asumir independencia en la escala observable entre residuos y valores genéticos predichos

*La presencia de variación genética no aditiva en la escala observada puede dificultar la estimación de la heredabilidad libre de sesgos de dominancia o epístasis.

Los dos primeros inconvenientes se pueden minimizar mediante la aplicación de la transformación de las puntuaciones de Snell (Snell, 1964). Este procedimiento se ha aplicado a los datos de dificultad al parto (Naazie et al, 1991; Luo et al, 1999; Luo et al, 2001). Sin embargo, éstas y los demás inconvenientes se pueden evitar mediante la aplicación de la metodología umbral que tiene en cuenta la naturaleza categórica de los rasgos (Gianola, 1982).

La metodología umbral, una teoría para comprender la herencia de rasgos categóricos, fue desarrollado por Wrigth en un estudio de la variabilidad del número de dedos entre y dentro de las cepas de los conejillos de india (Wrigth, 1934). Wrigth observó que la clasificación más significativa era la dicotomía de tres dedos/cuatro dedos, y que las variaciones no podían ser calculadas directamente a partir de estos grados, como en el caso de un rasgo que sigue los patrones de la genética mendeliana. Wright postuló que los fenotipos se distribuyen siguiendo una distribución subyacente normal con media m en la cepa i y varianza común σ^2 , y que la dicotomía observada era un resultado de la posición de los fenotipos con respecto a un umbral fijo t . La proporción de fenotipos por encima del umbral en la subcepa i se calcula como:

$$prf\ x_i = \int_t^{\infty} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right) e^{-(y-\mu_i)^2/2\sigma^2} dy = 1 - \Phi(t_i)$$

Donde Φ es la distribución acumulativa de una variable estándar evaluado en t . El umbral t_i puede ser calculado a partir de la siguiente expresión como la transformación probabilidad inversa:

$$t_i = \Phi^{-1}(1 - p_{rf} x_i)$$

En un estudio posterior, Wright extendió el modelo para estudiar el mismo rasgo, pero para definir tres categorías respuesta, y analizar el color de la flor en *Linanthus parryae* (Wright, 1943).

Numerosas aplicaciones de la metodología umbral basado en los postulados de Wright para el análisis de datos categóricos se pueden encontrar en la cría animal.

La inferencia bayesiana ha sido ampliamente aplicada sobre los parámetros genéticos de rasgo categórico. Gianola y Foulley (1983) desarrollaron un procedimiento llamado modelo a posteriori (MAP), para hacer inferencias sobre efectos fijos y aleatorios desconocidos, en el supuesto de que la matriz de varianza-covarianza de las variables que se predijo se conoce. Una extensión de este modelo que permite la heterocasticidad fue desarrollado por Foulley y Gianola (1996).

Un enfoque atractivo para el análisis de modelos con múltiples categorías desde un punto de vista bayesiano, es la aplicación de la técnica de aumento de datos combinada con el muestreo de Gibbs, tal como describen Albert y Chib (1993). Este método no supone normalidad para el estimador como cuando se utiliza el procedimiento de máxima verosimilitud, siendo los métodos bayesianos más adecuados para el análisis en muestras de pequeño tamaño. Además, cuando existen múltiples categorías, esta metodología es más atractiva, debido a la dificultad de la estimación de la probabilidad. La fácil implementación de esta técnica en los lenguajes de programación habituales es otra de las razones para su uso.

Sorensen et al (1995) han aplicado estos métodos para el análisis de variables categóricas en la cría animal. Basados en el postulado de Wright, estos autores suponen que la variable y_i es la expresión de una variable aleatoria continua l_i ($i = 1, 2, \dots, n$), que puede tomar valores en uno de c categorías ordenadas delimitadas por $c+1$ umbrales. El

primer umbral y los siguientes se supone que es igual a $-\infty$ y $+\infty$, respectivamente, y los demás umbrales satisfacen la siguiente condición: $T_1 < T_2 \dots < T_{c-1}$. La confiabilidad para el i -ésimo individuo se puede escribir de la siguiente manera:

$$l_i = \mathbf{x}_i' \hat{\mathbf{a}} + \mathbf{z}_i' \mathbf{a} + e_i$$

Donde l_i corresponde al vector de efectos de localización, \mathbf{a} es el vector de los valores genéticos aditivos aleatorios, normalmente distribuidos $a \sim N(0, A\sigma_a^2)$, donde A corresponde a la relación de la matriz y σ_a^2 es la varianza genética aditiva, y e_i corresponde al residual, que sigue una distribución normal con media 0 y varianza σ_e^2 .

Dados los parámetros, \mathbf{a} y \mathbf{t} , la probabilidad condicional de que y_i caiga en la categoría k es:

$$\begin{aligned} \text{prf}(y_i = k | \hat{\mathbf{a}}, \mathbf{a}, \mathbf{t}, \sigma_e^2) &= \text{prf}(t_{k-1} < l_i < t_k | \hat{\mathbf{a}}, \mathbf{a}, \mathbf{t}, \sigma_e^2) \\ &= \Phi\left(\frac{t_k - \mathbf{x}_i' \hat{\mathbf{a}} - \mathbf{z}_i' \mathbf{a}}{\sigma_e}\right) - \Phi\left(\frac{t_{k-1} - \mathbf{x}_i' \hat{\mathbf{a}} - \mathbf{z}_i' \mathbf{a}}{\sigma_e}\right) = p(y_i | \hat{\mathbf{a}}, \mathbf{a}, \mathbf{t}, \sigma_e^2) \end{aligned}$$

La aplicación del muestreo de Gibbs con la técnica de aumento de datos en un contexto bayesiano requiere incluir la confiabilidad como un parámetro desconocido en el modelo y la posterior obtención de la distribución condicional de todos los parámetros (Sorensen y Gianola (2002).

Si bien la metodología umbral se presenta como la metodología más adecuada para el análisis de datos categóricos (Ginola, 1982; Addel-Azim y Berger, 1999) existen inconvenientes asociados a su aplicación, estos son los relacionados con la estructura de datos con pocas observaciones por efectos fijos (problema de categoría extrema) (Moreno et al, 1997).

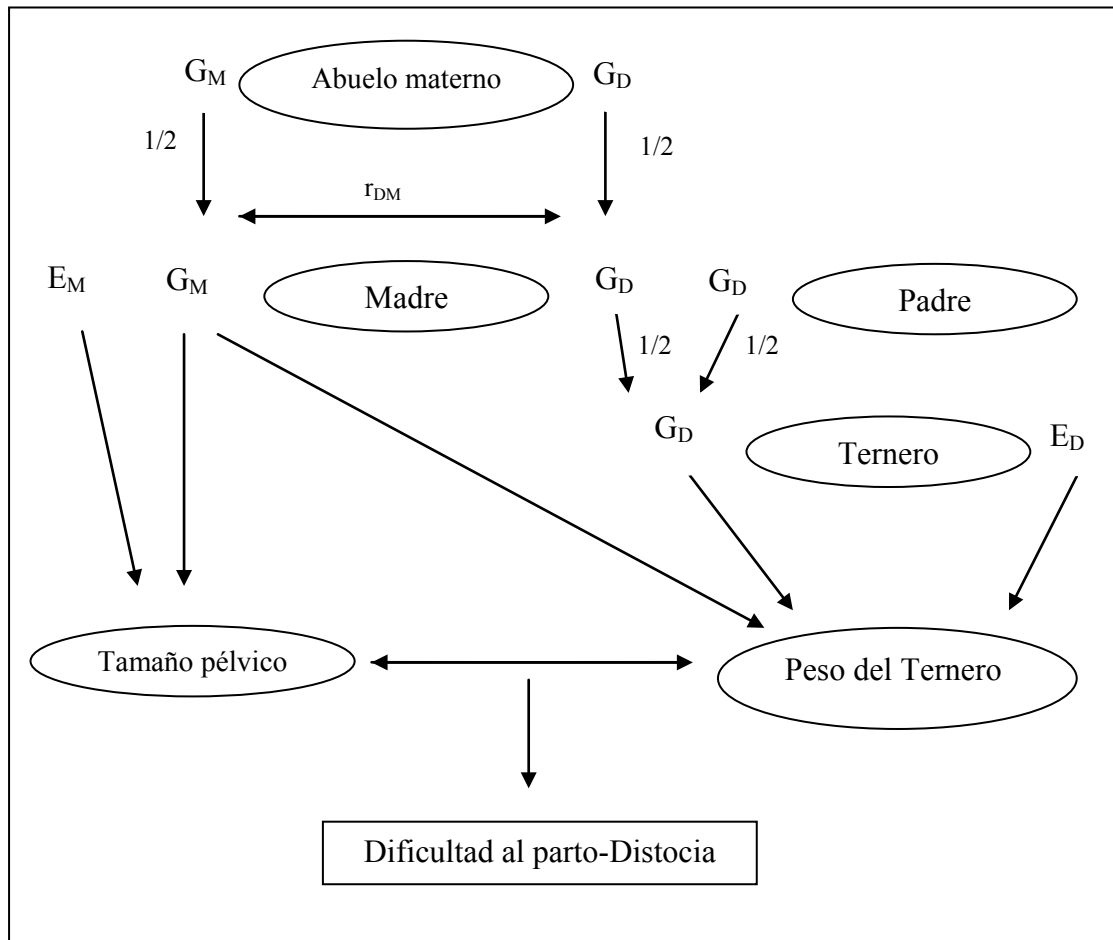
La metodología umbral se presenta como la metodología más aplicada para el análisis genético de dificultad al parto. Así mismo, el modelo padre-abuelo materno es el más utilizado en el análisis de de dificultad al parto, debido a que la aplicación del modelo umbral con efecto materno produce estimaciones sesgadas (Moeno et al 1997; Luo et al, 2001).

Variable afectada genéticamente por efectos maternos. La dificultad al parto es una variable compleja, influenciada principalmente por el tamaño del ternero y las dimensiones de la pelvis de la madre (Meijering, 1984) y afectada genéticamente por efectos directos y maternos (figura 1).

Los efectos genéticos directos están relacionados con el genotipo del ternero al momento del parto, lo que determina la habilidad del ternero para nacer con facilidad. Los efectos genéticos maternos están relacionados con la habilidad de la madre para parir fácilmente, y condicionado por las dimensiones pélvicas, la preparación para el parto y el efecto genético materno en el tamaño de ternero (Meijering, 1984; Kriese et al 1994).

La determinación de la relación entre los efectos genéticos directos y maternos para la presentación de distocia resulta importante, ya que afecta a la estimación de parámetros genéticos y la respuesta a la selección de ambos componentes. La mayoría de las estimaciones de correlación genética entre efectos directos y maternos tienden a ser negativos, aunque varían considerablemente en magnitud. La razón principal para el antagonismo genético entre efectos directos y maternos es que animales de menor tamaño corporal paren crías de menor tamaño, pero son más propensas a presentar problemas en el parto (Groen et al, 1998).

Figura 1. Influencias genéticas directas y maternas en la distocia (Meijering, 1986)



G_M y G_D corresponden a los componentes genéticos maternos y directos para facilidad de parto, E_M y E_D se corresponden con los componentes ambientales maternos y directos para facilidad de parto; r_{DM} es la correlación genética entre efectos directos y maternos para facilidad de parto

Rasgo calificado subjetivamente. La dificultad al parto, al igual que la velocidad de ordeño u otras características auxiliares, es subjetivamente calificada en una escala ordinal. Si bien existen criterios establecidos que deben seguirse para su calificación, la toma del dato de dificultad al parto sigue siendo subjetiva, afectando negativamente la calidad del mismo. Además, la definición de categorías podría influir en la estimación de los parámetros genéticos, siendo posible determinar que un conjunto de puntuación sea más heredable que otro (Gianola y Norton, 1981).

Análisis genético de dificultad al parto en los distintos países

Evaluaciones genéticas para la dificultad son ampliamente considerados en los programas nacionales de evaluación genética (Mark, 2004). Sin embargo, algunos países, entre ellos Argentina, no tienen una evaluación genética nacional para la dificultad al parto.

En Estados Unidos, desde hace ya más de 30 años los toros Holstein son evaluados para facilidad de parto. Estas evaluaciones miden la tendencia de un toro para dar crías que nacen con mayor facilidad que el promedio. Los datos de facilidad de parto han sido de gran valor para los productores de bovinos de leche, debido a que les ha permitido identificar reproductores que con seguridad pueden ser utilizados para bajo peso al nacer (Weigel, 2002). Las evaluaciones genéticas para facilidad de parto de las hijas, que es la medida de la capacidad de las hijas de un toro para parir sin dificultad, comenzaron a realizarse a partir del año 2003, mientras que las evaluaciones genéticas para la tasa mortalidad perinatal y la tasa de mortalidad perinatal de las hijas, recién en el año 2006. En la actualidad estas características son evaluadas en las razas Holstein y Pardo Suizo. Los datos de dificultad al parto y mortalidad perinatal son tomados por los productores y recogidos mediante el programa de facilidad de parto de la Asociación Nacional de Criadores de Animales (National Association of Animal Breeders).

Aproximadamente 1.2 millones de registros de facilidad de parto son reportados cada año en Estados Unidos, utilizando un sistema de puntuación en la escala de 1 a 5: 1=sin dificultad, 2=cierta dificultad, 3=requirió ayuda leve, 4=requirió ayuda fuerte y 5=extrema dificultad (Weigel, 2010).

En Canadá, la evaluación genética de la dificultad al parto es llevada a cabo por la Red de Productos Lácteos de Canadá (Guelph, Canadá) y se basa en un modelo animal lineal con efectos maternos. Al igual que en Estados Unidos, los productores registran la dificultad al parto utilizando, es éste caso, una escala de 1 a 4 (Van Doormaal et al, 2007).

En la Comunidad Autónoma del País Vasco, los datos de dificultad al parto del ganado frisón han sido sistemáticamente recogidos desde 1992. Más recientemente, datos de dificultad al parto de otras regiones de España, Navarra y Gerona han sido incorporados a la evaluación genética de rutina de dificultad al parto. En éstas regiones la evaluación genética de dificultad al parto se basa en un modelo umbral con efectos maternos. El registro de los datos es llevado a cabo por técnicos capacitados pertenecientes a EFRIFE (Federación de Asociaciones de Holstein de la Región Autónoma del País Vasco), AFNA (Asociación de Holstein de la Comunidad de Navarra (España)) y SEMEGA (Asociación de Holstein de Gerona (España)), utilizando una escala de 1 a 5: 1 = sin ayuda; 2 = asistencia leve, 3 = necesitó asistencia; 4 = cesárea causada por el tamaño de ternero, 5 = cesárea por otras razones, tales como malformaciones y/o mala presentación del ternero (López de Maturana, 2007).

Países más avanzados en la implementación de programas de Mejora Genética han incorporado un mayor número de variables a las evaluaciones nacionales y se han sumado a un grupo internacional de evaluación genética: International Bull Evaluation Service Center (INTERBULL).

El propósito de las evaluaciones internacionales fue establecer comparaciones del mérito genético entre animales de distintos países, tanto desde el punto de vista de optimizar el progreso genético, como de establecer un nivel de precios más justo que adecúe la cotización de la calidad genética de los animales.

La forma en que se registra la dificultad al parto difiere según el país. En la tabla 1 se describen la forma en que se recopila dicha variable en países que participan en las evaluaciones internacionales (INTERBULL, 2008).

Tabla I: Facilidad de parto en Holstein-Frisón según lo informado por los países que participan en las evaluaciones de INTERBULL para variables de parto.

País	Modelo de evaluación genética	BV	Grupo de edad	Rango
Australia	ST-AM (dir)	% MPN	Hembras Jóvenes	0/1
Canadá	ST-BLUP-AM (dir y mat)	RBV, Índice de cría.	1 ^{er} parto y mas de un parto	0=muerto dentro de las primeras 24 hs. 1=Vivo.
Alemania, Austria y Luxemburgo	MT-BLUP-RP-AM (PAT Y MAT)	RBV, valor deseado>100	Incluidas todas las pariciones.	MPN muertos dentro de las 48 hs (6.8 %).
Países Bajos y Bélgica	ST-S-MGS LIN (dir y mat, correlacionados)	%MPN, BV, Índice de cría	1 ^{er} parto y mas de un parto	M PN muertos dentro de las primeras 24 hs en la primer lactancia y las posteriores.
Dinamarca, Finlandia y Suecia	MT-SM-BLUP (dir y mat)	RBV	Incluidas todas las pariciones.	0/1
Israel	S-MGS (dir)	%MPN	Primer parto	MPN(7.4%).
Suiza	MT-AM Lin (dir y mat)	%terneros nacidos vivos	Incluidas todas las pariciones.	1=vivos. 2=muertos (dentro de las 24 hs).
USA	S-MGS (dir y mat)	%MPN	Primer parto	1=vivo. 2=muerto al parto. 3=muerto dentro de las 48 hs.

ST:variable simple. MT:multi variable. AM:modelo animal. SM:modelo paterno. S-MG:modelo aguelo paterno-materno. BLUP:mejor predictor lineal insesgado. RP:repetibilidad del modelo. LIN: modelo lineal. Dir:efecto genético directo. Mat:efecto genético materno. Pat:efecto genético paterno. RBV:valor genético relativo.MPM:mortalidad perinatal.

Existe una variación en la forma de clasificación de la distocia que va desde una simple, como es el caso de Israel a un sistema de puntuación de 5 niveles o categorías como es el caso de Australia, Italia, Estados Unidos y Francia (Wall et al, 2009).

Argentina, siendo miembro activo del ICAR ha comenzado, a partir del año 2012, a participar de las evaluaciones genéticas de INTERBULL inicialmente para características de producción.

3.MATERIALES Y METODOS

Materiales

Para el análisis se utilizaron datos provenientes de dos establecimientos lecheros de la cuenca mar y sierras del partido de Tandil, provincia de Buenos Aires.

La información disponible corresponde a datos recogidos entre los años 1988 a 2008, extraídos de la base de datos (SICEL IV) y pertenece a animales de la raza Holando Argentino que se encuentran bajo control lechero oficial de la Asociación de Criadores de Holando Argentino (ACHA). Luego de las depuraciones necesarias para el análisis fueron obtenidos un total de 8287 registros pertenecientes a 2911 animales.

Recolección de datos para facilidad de parto

Los datos utilizados para la obtención de la valoración genética para facilidad de parto fueron recogidos por profesionales veterinarios a cargo de los establecimientos evaluados, los que informaban posteriormente de los eventos a los técnicos que realizaron el control lechero oficial.

Los datos de parición fueron recopilados en una planilla de partos. Se registraron las variables: fecha de nacimiento, sexo del ternero, peso del ternero, raza, número de parto y tipo de parto.

El número de parto se clasificó en 1 y 2. Donde, el 1 correspondió a vacas de primer parto y 2 a vacas con más de un parto.

Los partos fueron clasificados en una escala del 1 al 3:

*grado 1: parto normal.

*grado 2: parto asistido.

*grado 3: cesárea.

El sexo de la cría se clasificó en 1 y 2. Donde, el 1 correspondió a terneros machos y el 2 a terneros hembras. Además se tuvo en cuenta si los terneros nacían vivos o muertos.

Previo al análisis de la valoración genética se realizaron una serie de depuraciones para eliminar datos anómalos que pudieran distorsionar la valoración. Un total de 5.354 registros conformaron el archivo de genealogía, los que posteriormente fueron ordenados y secuenciados para el tratamiento estadístico. El archivo de genealogía fue armado considerando animal, padre y madre.

Métodos

El análisis del carácter facilidad de parto se llevó a cabo bajo dos modelos diferentes, un modelo animal lineal (LM) y un modelo animal umbral (TM). El modelo LM se expresó según la siguiente ecuación:

$$y_{ijklmno} = RA_i + M_j + PE_k + PS_l + p_m + a_{d_n} + a_{m_o} + e_{ijklmno}$$

Donde:

* $y_{ijklmno}$ es el registro de facilidad de parto

RA: representa las diferencias de manejo que existen entre y dentro de los diferentes rebaños en los años analizados (21 niveles).

*M: mes de parto. Corresponde al mes que tiene lugar el parto (12 niveles).

*PE: número de parto /edad de la vaca al parto (44 niveles).

*PS: número de parto/ sexo de la cría (4 niveles).

* a_d : efecto genético aditivo directo (5.076niveles).

* p_m : efecto ambiental materno (1504 niveles).

* a_m : efecto genético aditivo materno (5.076 niveles).

* $e_{ijklmno}$: representa aquellos efectos que tienen influencia en el carácter de facilidad de parto pero que se desconocen.

En notación matricial, el modelo empleado puede formularse como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{W}\mathbf{p}_m + \mathbf{Z}_d \mathbf{a}_d + \mathbf{Z}_m \mathbf{a}_m + \mathbf{e}$$

Donde:

* \mathbf{y} es un vector para facilidad de parto

* \mathbf{b} , \mathbf{p}_m , \mathbf{a}_d , \mathbf{a}_m y \mathbf{e} son los vectores de: efectos sistemáticos, efecto ambiental materno, efecto genético directo, efecto genético materno y efecto residual, respectivamente.

* \mathbf{X} , \mathbf{W} , \mathbf{Z}_d y \mathbf{Z}_m son conocidas matrices de diseño asociados con \mathbf{b} , \mathbf{p}_m , \mathbf{a}_s , \mathbf{a}_m , respectivamente.

Con la siguiente estructura de (co)varianzas:

$$\text{var} \begin{pmatrix} \mathbf{p}_m \\ \mathbf{u}_d \\ \mathbf{u}_m \\ \mathbf{e} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}\sigma_p^2 & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}\sigma_d^2 & \mathbf{A}\sigma_{dm} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}\sigma_{dm} & \mathbf{A}\sigma_m^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{I}\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Para el modelo TM se asumió que la variable subyacente (λ) seguía el mismo modelo que en el caso del modelo lineal sobre el dato observado:

$$\lambda = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{W}\mathbf{p}_m + \mathbf{Z}_d \mathbf{a}_d + \mathbf{Z}_m \mathbf{a}_m + \mathbf{e}$$

Donde los vectores \mathbf{b} , \mathbf{p}_m , \mathbf{a}_d , \mathbf{a}_m y \mathbf{e} y las matrices \mathbf{X} , \mathbf{W} , \mathbf{Z}_d y \mathbf{Z}_m se definen de la misma forma que para el modelo LM. Así mismo, la estructura de varianzas-covarianzas entre los efectos genéticos, de ambiente permanente y residual fue la especificada anteriormente para el modelo LM.

La inferencia estadística se llevó a cabo utilizando una aproximación bayesiana utilizando el software TM (Legarra et al., 2011) que asume distribuciones a priori planas para los efectos sistemáticos y los componentes de varianza y normales para las otras variables de posición. Las distribuciones posteriores se obtienen mediante muestreo de Gibbs. El muestreo de Gibbs fue llevado a cabo a través de una única

cadena con 500.000 iteraciones, descartando las primeras 10.000 muestras y reteniendo 1 cada 10 muestras.

Estimación de valores genéticos

Los méritos genéticos para producir efecto directo se utilizan con el fin de informar los valores genéticos como PTA para el porcentaje de distocia en vaquillonas (% DBH), siguiendo un procedimiento similar al descrito por Van Tasell et al (2003) y López de Maturana (2007). Es el EBV más la estimación de la interacción entre parto y sexo de la cría correspondiente a primer parto (con una proporción de sexos de 50:50). Así, %DBH es la proporción por encima del umbral t_2 .

$$P(i > t_2) = \%DBH$$

Las estimaciones para los efectos fijos (c) se añadieron a la expresión, y DBH% se calcula como

$$\%DBH^* = p(\xi + c > t_2) = 1 - \Phi\left(\frac{t_2 - \xi - c}{\sigma_e}\right)$$

Donde Φ corresponde a la función de probabilidad acumulativa de una variable estándar.

Los gráficos que se presentan fueron realizados con el programa Bayesian Output Analysis Program (BOA) Versión 1.1.7 (2007).

Para constatar la convergencia de las cadenas generadas por el algoritmo de Gibbs, se utilizó el método de Heidelberger y Welch (1983).

4.RESULTADOS

En la tabla 1 se detallan los porcentajes de partos normales, partos asistidos y cesáreas para cada tambo analizado.

Tabla 1. Porcentajes de tipo de partos, según el tambo.

Tipo de parto	Tambo 1	Tambo 2	Total
Grado 1 Parto normal	4.421 53,35%	3.323 40,09%	7744 (93,44%)
Grado 2 Parto asistido	196 2,36%	326 3,93%	522 (6,29%)
Grado 3 Cesárea	5 0,06%	16 0,19%	21 (0,25%)
Total	4.622	3.665	8.287

En la tabla 2 se detallan en número de terneros machos y hembras y la mortalidad para cada tambo analizado

Tabla 2. Descripción de nacimientos

	Tambo 1	Tambo 2	Total
machos	1945	2608	4553
hembras	1720	2014	3734
vivos	3382	4114	7496
muertos	283	508	791

Los parámetros genéticos obtenidos en el análisis del modelo animal umbral y modelo animal lineal se presentan en la tabla 3.

Tabla 3. Media desviación típica posterior de los componentes de varianza para el modelo umbral (TM) y lineal (LM).

Parámetro	TM		LM	
	Promedio	SD	Promedio	SD
σ^2_d	0,1204	0,0525	0,0056	0,0017
σ_{dm}	-0,0944	0,0403	-0,0037	0,0013
σ^2_m	0.1032	0,0402	0,0030	0,0012
σ^2_r	0,6824	0,0873	0,0645	0,0015
σ^2_p	0,0213	0,0193	0,0004	0,0004
h^2_d	0,1440	0,0583	0,0800	0,0244
h^2_m	0,1240	0,0459	0,0422	0,0173
ρ_{dm}	-0,8503	0,1437	-0,9223	0,0765

σ^2_d :varianza genética directa; σ_{dm} :covarianza genética directa/materna; σ^2_m :varianza genética materna; σ^2_r :varianza residual; σ^2_p :varianza permanente; h^2_d :heredabilidad directa; h^2_m :heredabilidad materna; ρ_{dm} correlación genética entre efecto directo/ materno

En la tabla 4 se detalla el intervalo de máxima densidad posterior (HPD) para cada modelo

Tabla 4. Intervalo de máxima densidad posterior para cada modelo.

parámetro	TM		LM	
	lim. inferior	lim. superior	lim. inferior	lim. superior
σ^2_d	0,0250	0,2212	0,0027	0,0095
σ_{dm}	-0,1721	-0,0175	-0,0065	-0,0016
σ^2_m	0,0262	0,1775	0,0010	0,0055
σ^2_r	0,5164	0,8548	0,0616	0,0675
σ^2_p	0,0000	0,0604	0,0000	0,0012
h^2_d	0,0352	0,2590	0,0398	0,1352
h^2_m	0,0375	0,2117	0,0146	0,0790
ρ_{dm}	-0,9988	-0,5787	-0,9999	-0,7724

HPD: intervalo de máxima densidad posterior; σ^2_d :varianza genética directa; σ_{dm} :covarianza genética directa/materna; σ^2_m :varianza genética materna; σ^2_r :varianza residual; σ^2_p :varianza permanente; h^2_d :heredabilidad directa; h^2_m :heredabilidad materna; ρ_{dm} correlación genética entre efecto directo/ materno.

Los valores máximos, mínimos y promedios de la predicción de los valores genéticos directos y maternos para cada modelo se detallan en la tabla 5.

Tabla 5. Máximos, mínimos y promedios de valor genético predicho, para cada modelo

valor genético	TM			LM		
	Mínimo	Promedio	Máximo	Mínimo	Promedio	Máximo
VGD	-0,587819	-0,047403	0,316202	-0,10822	-0,007319	0,118871
VGM	-0,254211	0,042488	0,529954	-0,075466	0,005431	0,073272

VGD:valor genético directo; VGM:valor genético materno.

En la tabla 6 se detallan las correlaciones entre valores genéticos directos y maternos predichos con los modelos lineal y umbral.

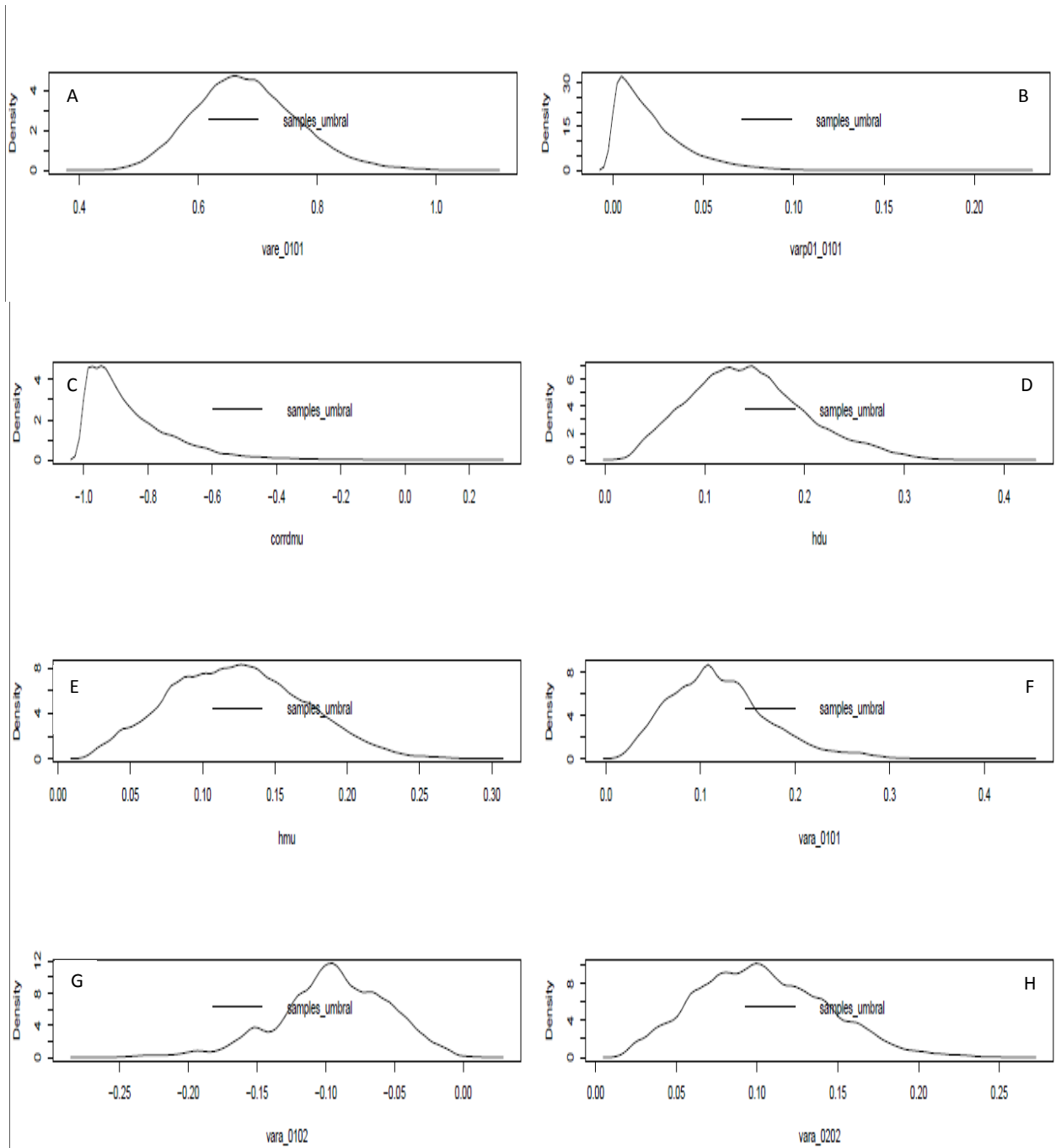
Tabla 6. Correlaciones entre modelos.

ρ_d lin/umb	ρ_m lin/umb
0,84239533	0,83213123

ρ_d lin/umb: correlación entre valores genéticos directos predichos con los modelos lineal y umbral; ρ_m lin/umb: correlación entre valores genéticos maternos predichos con los modelos lineal y umbral.

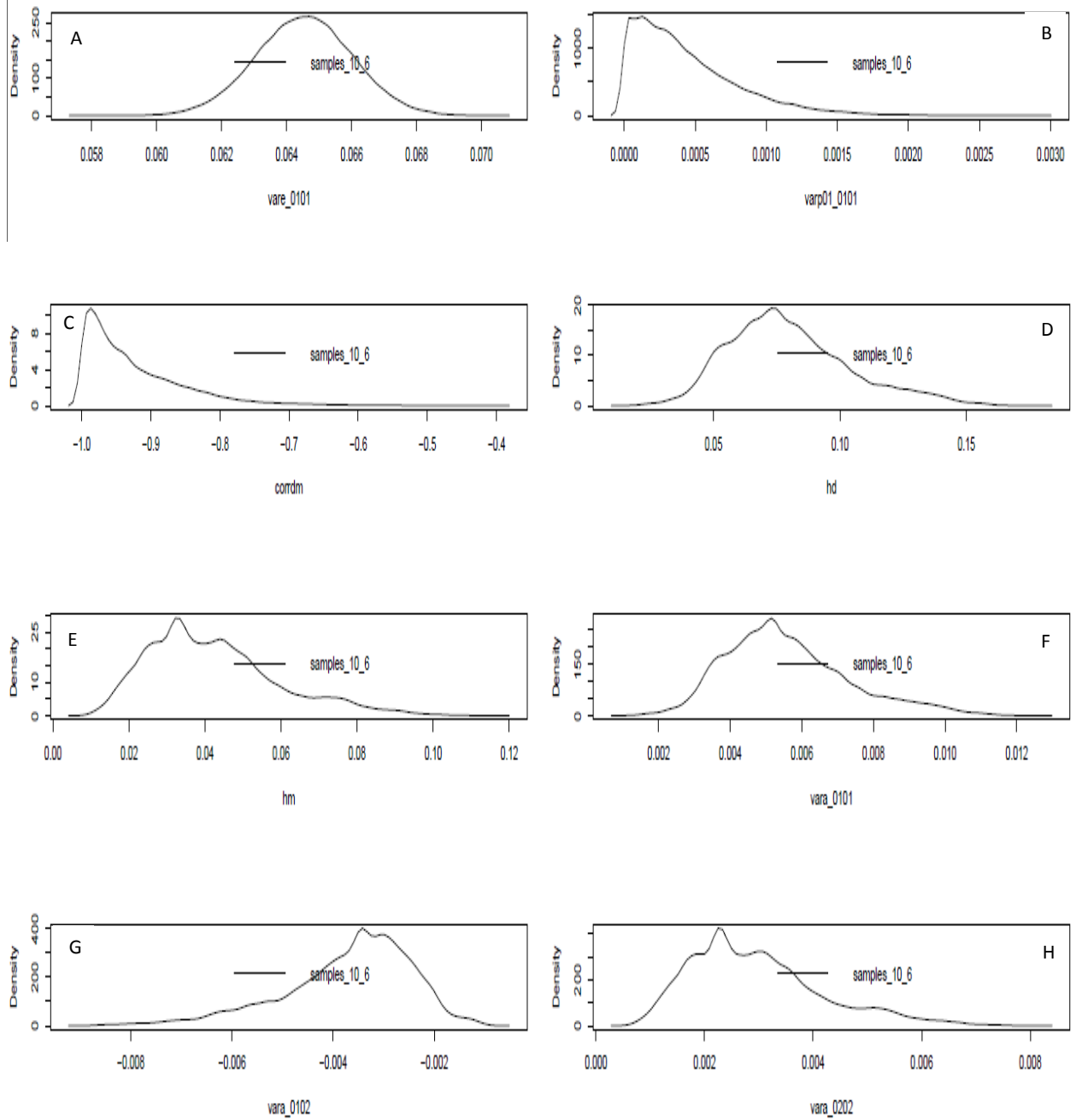
En los gráficos 1 y 2 se presentan los gráficos de los intervalos de máxima densidad posterior para cada modelo

Gráfico 1. Intervalo de máxima densidad posterior del TM



A:varianza residual; B:varianza permanente; C:correlación genética entre efecto directo/materno; D:heredabilidad directa; E:heredabilidad materna; F: Covarianza genética directa/materna; G:varianza genética directa; H: varianza genética materna.

Gráfico 2. Intervalos de máxima densidad posterior del LM



A:varianza residual; B:varianza permanente; C:correlación genética entre efecto directo/materno; D:heredabilidad directa; E:heredabilidad materna; F: Covarianza genética directa/materna; G:varianza genética directa; H: varianza genética materna.

5. DISCUSIÓN

Al analizar la distribución de los partos según la presentación de distocia, se observaron 543 partos distócicos (6,54%) sobre un total de 8.287 partos. Meijering (1986) y López de Maturana et al (2006) obtuvieron resultados similares, quienes observaron 5-6% y 6,91% de partos distócicos en vacas, respectivamente.

La estimación de heredabilidad para el efecto directo obtenido con TM (0,144) fue más alta que la heredabilidad directa estimada con LM (0,080). Valores similares fueron reportados por López de Maturana (2007) quien obtuvo estimaciones de heredabilidad directa de 0,128 con SMGSTM y 0,06 con AMLM. Sin embargo, la comparación entre heredabilidad obtenida con SMGSTM y AMLM no es sencilla debido a que se expresan en diferentes escalas.

La estimación de heredabilidad directa fue aproximadamente dos veces más alta que la estimación de heredabilidad materna en ambos modelos: TM (0,144 vs 0,124) y LM (0,080 vs 0,042). Estimaciones de heredabilidad han sido reportadas por otros autores (Luo et al, 2002; Focas y Laloë, 2003, Wiggans et al, 2003 y López de Maturana, 2007) quienes obtuvieron estimas de heredabilidad directa más alta a las estimas de heredabilidad materna.

Las estimaciones de heredabilidades obtenidas en este trabajo se encontraron dentro del rango de estimaciones de heredabilidad obtenidos por otros autores, que iban desde 0,02 hasta 0,03 (Luo et al, 2002). Sin embargo, es necesario tener en cuenta que no son directamente comparables debido a las diferencias en los datos, modelos y metodologías consideradas.

6.CONCLUSIONES

Los promedios de los valores genéticos predichos directos y maternos obtenidos con el modelo animal umbral son mayores que los obtenidos con el modelo animal lineal.

La aplicación de la metodología umbral permite capturar mayor varianza al obtener estimas de heredabilidades directas y maternas más altas.

Las correlaciones entre los valores genéticos para ambos modelos estudiados son elevadas.

El modelo animal umbral, es la metodología más adecuada para el análisis de la dificultad al parto debido a que permite explicar su naturaleza categórica.

7.BIBLIOGRAFÍA

- ABDEL-AZIM, G. A. and BERGER, P. J. 1999. Properties of threshold model predictions. *J. Anim. Sci.* 77: 582-590.
- ALBERT, J. H. and CHIB, S. 1993 Bayesian analysis of binary and polychotomus response data. *Journal of American Statistical Association* 88: 669-679.
- ALEJO, D.; CAMPERO, C.M.; FAVERIN, C.; FERNANDEZ SAINZ, I. 2000. Caracterización de partos y mortalidad perinatal asociado a genotipos en ganado de carne. *Veterinaria Argentina*. 17, 333-340.
- ANDERSEN, H.; PLUM, M. 1965. Gestation length and birth weight in cattle and buffaloes: A review. *Journal of Dairy Science*. 48, 1224-1235.
- ASHWELL, M. S.; HEYEN, D. W.; WELLER, J. I.; RON, M.; SOSTENGARD, T. S.; VAN TASELL, C. P. and LEWIN, H. A. 2005. Detection of quantitative trait loci influencing conformation traits and calving ease in Holstein-Friesian cattle. *J. Dairy Sci.* 88: 4111-4119.
- BELLOWS, R.A.; SHORT, R.E.; ANDERSON, D.C. 1971. Cause and effect relationships associated with calving difficulty and calf birth weight. *Journal of Animal Science*. 33, 407-415.
- BERGER, P. J.; CUBAS, A. C.; KOEHLER, K. J. and HEALEY, M. H. 1992. Factor affecting dystocia and early calf mortality in Angus cows and heifers. *J. Anim. Sci.* 70: 1775-1786.
- CASANOVA, D. E. 1996. Análisis de la variación fenotípica de la dificultad al parto en bovinos de leche. Tesis de Magister en Ciencias Agropecuarias, mención en Producción Animal. Universidad de Chile. 161 pág.
- COLBURN, D. J.; DEUTSCHER, G. H.; NIELSEN, M. K. and ADAMS, D. C. 1997. Effects of sire, dam traits, calf traits, and environment on dystocia and subsequent reproduction of two-year-old heifers. *J. Anim. Sci.* 75(6): 1452-1460.
- CREWS, D.H JR. 2006. Age of dam and sex of calf adjustments and genetic parameters for gestation length in Charolais cattle. *Journal of Animal Science*. 84, 25-31.
- CUE, R. I.; MONARDES, H. G. and HAYES, J. F. 1990. Relationships of calving ease with type traits. *J. Dairy Sci.* 73: 3586-3590.
- DEMATAWEWA, C. M. and Berger, P. J. 1997. Effect of dystocia on yield, fertility and cows losses and economic evaluation of dystocia scores for Holstein. *J. Dairy Sci.* 80: 754-761.
- DEKKERS, J. C. M. 1994. Optimal breeding strategies for calving ease. *J. Dairy Sci.* 77: 3441-3453.

DE LOS CAMPOS, G.; GIANOLA, D. and HERINGSTAD, B. 2006. A structural equation model for describing relationships between somatic cell score and milk yield in first-lactation dairy cows. *J. Dairy Sci.* 89: 4445-4455.

DUCROCQ, V. 2000. Calving ease evaluation of French Dairy bulls with a heteroskedastic threshold model with direct and maternal effects. *Interbull Bulletin* 25.: 123-130.

FOULLEY, J. L. and GIANOLA, D. 1996. Statistical analysis of order categorical data via a structural heteroskedastic threshold model. *Genet. Sel. Evol.* 28: 249-273.

GARCÍA, J.M.; CAMPERO, C.M.; MELUCCI, O.G.; CHAYER, R. 1999. Pérdidas por partos distócicos en vaquillonas de carne con servicio de 15/18 meses. *Revista Therios.* 28, 172-182.

GIANOLA, D. and NORTON, H. W. 1981. Scaling threshold characters. *Genetics* 99: 357-364.

GIANOLA, D. 1982. Theory and analysis of threshold characters. *J. Anim. Sci.* 54_1079-1096.

GIANOLA, D. and FOULLEY, J. L. 1983. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. *Genet. Sel. Evol.* 15: 201-224.

GIANOLA, D. and SORESENSEN, D. 2004. Quantitative genetic models for describing simultaneous and recursive relationships between phenotypes *genetics* 167: 1407-1424.

GROEN, A. F.; VAN AUBEL, J. P. J. M. and HULZEBOSCH, A. A. 1998. Calving performance in dairy cattle-influence of maturity of dam on the correlation between direct and indirect effects. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale. Australia.

HANSEN, M.; LUND, M. S.; PEDERSEN, J. and CHRISTENSEN, L. G. 2004. Genetic parameters for stillbirth in Danish Holstein cows using a Bayesian threshold model. *J. Dairy Sci.* 87: 706-716.

INTERBULL. 2008. Interbull Routine Genetic Evaluation for Calving Traits. <http://www.interbull.sle.ce/calving/framesida-calving.htm>.

JOHANSON, J.M. and BERGER, P. J. 2003. Birth weight as a predictor of calving ease and perinatal mortality in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.* 86: 3745-3755.

JOHNSON, R. A. and WICHERN, D. W. 2002. Applied multivariate statistical analysis. Prentice-Hall International, Inc, Third Edition.

KRIESE, L. A.; VAN VLECK, L. D.; GREGORY, K. E.; BOLDMAN, K. G.; CUNDIFF, L. V. and KOCK, R. M. 1994. Estimates of genetic parameters for 320-day pelvic measurements of males and females and calving ease of 2-year-old female. *J. Anim. Sci.* 72: 1954-1963.

LASTER, D.B.; GLIMP, H.A.; CUNDIFF, L.V.; GREGORY, K.E. 1973. Factors affecting dystocia and the affects of dystocia on subsequent reproduction in beef cattle. *Journal of Animal Science*. 36, 695-705.

LOPEZ DE MATURANA, E. LEGARRA, A. VARONA, L A and UGARTE, E. 2006. Analysis of fertility and dystocia using recursive models, handling censored and categorical data. *J. Dairy Sci*.

LOPEZ DE MATURANA, E.2007. Integral study of calving ease in Spanish Holstein population. Tesis doctoral.

LUO, M. F.; BOETTCHER, P. F.; DEKKERS, J. C. M. and SCHAEFFER, L. R. 1999. Bayesian analysis for estimation of genetic parameters of calving ease and stillbirth for Canadian Holstein. *J. Dairy Sci*.

LUO, M. F.; BOETTCHER, P. F.; SCHAEFFER, L. and R. DEKKERS, J. C. M. 2001. Bayesian inference for categorical traits with an application to variance component estimation. *J. Dairy Sci*. 84: 694-704.

MARK, T. 2004. Applied genetic evaluations for production and functional trits in Dairy Cattle. *J. Dairy Sci*. 87: 2641-2652.

MEIJERING, A. and POSTMA, A. 1984. Morphological aspects of dystocia in dairy and dual purpose heifers. *Can. J. Anim. Sci*. 64: 551-562.

MEIJERING, A. 1986. Dystocia in dairy cattle breeding with special attention to sire evaluation for categorical traits, PhD. Diss., Wageningen Agric. Univ., Wgeningen, The Netherlands. Ph.D. Diss.

MEYER, C. L.; BERGER, P. J. and KOEHLER, K. J. 2000. Interactions among factors affecting stillbirths in Holstein cattle in the United States. *J. Dairy Sci*. 83: 2657-2663.

MC GUIRK, B. J.; GOING, I. and GILMOUR, A. R. 1999. The genetic evaluation of UK Holstein fresian sires for calving ease and related traits. *Anim. Sci*. 68: 413-422.

MORENO, C. D.; SORENSEN, D.; GARCÍA-CORTÉS, L. A.; VARONA, L. and ALTARRIBA, J. 1997. On bayesian inferences about variance components in the binary yhreshold model. *Genet. Sel. Evol*. 29: 145-160.

NAAZIE, A. MAKARECHIAN, M. and BERG, R. T. 1991. Genetic, phenotypic, and environmental parameter estimates of calving difficulty, weight, and measures of pelvic size in beef heifers. *J. anim. Sci*. 69: 4793-4800.

PHILIPSSON, J. 1976. Calving performance and calf mortality. *Livestock Production Science*. 3, 319-331.

PHILIPSSON, J. 1976. Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. III. Genetic parameters. *Acta Agriculture Scandinavica*. 26, 211-220.

PHILIPSSON, J; FREEMAN, A. E.; LEDERER, J. LIBORIUSSEN, T. AND OSINGA, A. 1979. Sire evaluation standards and breeding strategies for limiting dystocia and stillbirth. Report of an E.E.C./E.A.A.P. working group. *Livest. Prod. Sci.* 6:111-127.

PHILIPSSON, J. 2003 Genetic effects on stillbirth and calving difficulty in Swedish Holstein at first and second calving. *J. Dairy Sci.* 86: 2228-2235.

PHOCAS, F. and LALOË, D. 2003. Evaluation models and genetic parameters for calving difficulty in beef cattle. *J. Animal Sci.* 81: 933-938.

RAJALA, P. J. and GROHN, Y.T. 1998. Effects of dystocia, retained placenta, and metritis on milk yield in dairy cows. *J. Dairy Sci.* 81(12): 3172-3181.

ROGERS, P. L.; GASKINS, C. T.; JOHNSON, K. A. and MACNEIL, M. D. 2004. Evaluation longevity of composite beef females using survival analysis technique. *J. Dairy Sci.* 82: 860-866.

SMITH, G.M.; LASTER, D.B.; GREGORY, K.E. 1976. Characterization of biological types of cattle. I. Dystocia and preweaning growth. *Journal of Animal Science.* 43, 27-36.

SMITH, G.M.; LASTER, D.B.; GREGORY, K.E. 1976. Characterization of biological types of cattle. I. Dystocia and preweaning growth. *Journal of Animal Science.* 43, 27-36.

SEWALEM, A.; KISTEMAKER, G. J.; MIGLIOR, F. and VAN DOOMAAL, B. J. 2006. Analysis of relationship between fertility traits and functional longevity in Canadian Holstein using Weibull proportional hazards model. *Proc. 8th World Cong. Genet. Appl. Livest. Prod.*, Belo Horizonte, Brasil.

SNELL, E. J. 1964. A scaling procedure for ordered categorical data. *Biometrics* 20: 592-607.

SORENSEN, D. A.; ANDERSEN, S.; GIANOLA, D. and KOSGAARD, I. 1995. Bayesian inference in threshold models using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.* 27: 229-249.

SORENSEN, D.A. and GIANOLA, D. 2002. Likelihood, Bayesian and MCMC methods in quantitative genetics. Springer-Verlag New York, Inc., 175 fifth Avenue, New York.

STEINBOCK, L.; NÄSHOLM, A.; BERGLUND, B.; JOHANSSON, K. and VAN TASSELL, C. P.; WIGGANS, G. R. and MISZTAL, I. 2003 Implementation of a sire maternal grandsire model for evaluation of calving ease in the United States. *J. Dairy Sci.* 86: 3366-3373.

TARRÉS, J.; PUIG, P.; DUCROCQ, V. and PIEDRAFITA, J. 2004. Factors influencing length of productive life and replacement rates in the Bruna dels Pirieus beef breed. *Anim. Science* 78: 13-22.

- VAN DOORMAAL, B., KISTEMAKER, G. and MIGLIOR, F. 2007. Genetic Improvement for Auxiliary Traits in Canada. Canadian Dairy Network. Page: 2.
- VARONA, L.; MISZTAL, I. and BERTRAND, J. K. 1999. Threshold-linear versus Linear-linear analysis of Birth weight and calving ease using an animal model: I. Variance component estimation. *J. Anim. Sci.* 77: 1994-2002.
- WALL, E., COFFEY, M., MRODE, R., KRZYZELEWSKI, T. and BANOS, G. 2009. Feasibility of producing calving ease evaluations for UK dairy cattle. Page: 4.
- WANG, C. S.; QUAAS, R. L. and POLLAK, E. J. 1997. Bayesian analysis of calving ease scores and birth weights. *Genet. Sel. Evol.* 29: 117-143.
- WAUTLET, R. G.; HANSEN, L. B.; YOUNG, C. W.; CHESTER-JONES, H. and MARX, G. D. 1990. Calving disorders of primiparous Holstein from designed selection studies. *J. Dairy Sci.* 73: 2555-2562.
- WEIGEL, K. 2002. Daughter and Service Sire Calving Ease. There's New Help to Avoid Calving Problems. Page: 8.
- WEIGEL, K. 2010 Complete and Accurate Recording of Calving Ease and Stillbirth is Key.
- WRIGHT, S. 1934. An analysis of variability in number of digits in an inbred strain of guinea pigs. *Genetics* 19: 506-536.
- WRIGHT, S. 1943. An analysis of local variability of flower color in *Liniathus Parryae*. *Genetics* 28 (2): 139.156.