

EFFECTO DE CARACTERES DE TIPO EN LA VIDA PRODUCTIVA DE VACAS NORMANDO COLOMBIANO

EFFECT OF TYPE TRAITS ON THE PRODUCTIVE LIFE IN COLOMBIAN NORMANDO COWS

Bernal Rubio Y.L.^{1,2*}, Cantet R.J.C.^{1,2}

¹Departamento de Producción Animal. Facultad de Agronomía. Universidad de Buenos Aires. Argentina. *ylbernal@agro.uba.ar

²CONICET, Argentina.

Keywords:

Survival Model
Weibull
Censoring
Heritability

Palabras clave:

Modelo de supervivencia
Weibull
Censurado
Heredabilidad

Abstract

In order to continue the previous works, and to response to the inquiry of the Asociación Colombiana de Criadores de Ganado Normando ASONORMANDO about the genetic evaluation of dams and their reproductive performance on the production systems in the country, the impact of type traits on the productive life of dairy cows was evaluated. 2516 records of productive life and type traits from 798 Colombian Normando cows, belonging to 66 dairy farms and collected between 1993 and 2005 were used. A Weibull frailty survival model was adjusted, including fixed effects of parity number, the farm-altitude-production system interaction, and the following type traits: Height at the sacrum, chest width, fore udder, thurl direction, pin bones width, teat placement, rear udder, thurl width and back. The sire breeding value was the random effect included in the model. The percentage of censored data was 44,9%. Sire variance (σ_s^2), Weibull shape parameter related to culling risk (ρ) and effective (h_{eff}^2) and equivalent (h_{equ}^2) hereditabilities were estimated. The estimations of σ_s^2 , ρ , h_{eff}^2 and h_{equ}^2 were 0,00212; 4,91; 0,0085 and 0,0047 respectively. The results show the influence of type traits related to dairy aptitude and to the udder conditions on culling decisions, due to its relation with productive and health problems (mastitis, among others).

Resumen

Con el fin de dar continuidad a trabajos previos, y responder a la inquietud de la Asociación Colombiana de Criadores de Ganado Normando ASONORMANDO acerca de la evaluación genética de las hembras registradas y su desempeño reproductivo en los sistemas de producción existentes en el país, se evaluó el impacto de caracteres de tipo en la Vida Productiva (VP) de vacas lecheras. Fueron analizados 2516 registros de VP pertenecientes a 798 vacas de la raza Normando Colombiano de 66 hatos y recopilados entre 1993 y 2005. Se ajustó un Modelo de supervivencia frágil Weibull, que incluyó efectos fijos de número de partos, la combinación hato-altura(m.s.n.m.)-sistema de producción, y los siguientes caracteres de tipo: altura al sacro, ancho de pecho, ubre delantera, dirección de anca, ancho de ísquiones, implantación de pezones, ubre trasera, ancho de anca y dorso. El efecto aleatorio incluido fue el valor de cría del padre de la vaca. El porcentaje de censura fue igual a 44,9%. Se estimaron la varianza de padre (σ_s^2), el parámetro de forma Weibull relacionado con el riesgo de descarte (ρ), y las heredabilidades efectiva (h_{eff}^2) y equivalente (h_{equ}^2). El tiempo medio de VP sin censura fue de 866 días. Las estimaciones de σ_s^2 , ρ , h_{eff}^2 y h_{equ}^2 fueron 0,00212; 4,91; 0,0085 y 0,0047 respectivamente. Los resultados muestran la influencia de caracteres relacionados tanto con la aptitud lechera como con el estado de la ubre en las decisiones de descarte, debido a su relación con problemas productivos y sanitarios (mastitis, entre otros).

Introducción

El mejoramiento genético animal tiene por objeto aplicar los principios biológicos, económicos y matemáticos, en búsqueda de estrategias que permitan aprovechar la variación genética de una especie y maximizar su mérito (Falconer & Mackay, 1996). De esta forma, las evaluaciones genéticas animales son una herramienta de mejoramiento esencial para detectar aquellos individuos que sobresalen en los diferentes caracteres de interés económico, ya sean productivos, reproductivos, o de calidad de producto. En los sistemas de producción de

leche, el principal objetivo de selección hasta hace pocos años, consistía en aumentar los niveles de producción tanto en volumen como en sólidos totales. Sin embargo, los caracteres reproductivos se han convertido en objetivo de programas de mejoramiento al ser enmarcados dentro de la categoría de caracteres funcionales. Su importancia, principalmente económica, se debe al incremento que genera en los ingresos reduciendo los costos de inversión (Groen *et al.*, 1997). Tal es el caso de la vida productiva, carácter de gran relevancia en el ganado lechero debido a su efecto en los costos de inseminación, en el nivel de producción diaria, y en el costo relacionado con el remplazo de hembras. Al igual que la vida productiva, los caracteres de conformación son de gran relevancia en los hatos lecheros dada su implementación como indicadores indirectos de la capacidad productiva y funcional de las hembras. Esto, debido a que los caracteres de tipo son de fácil medición en las hembras a partir de edades tempranas. Sin embargo, y a diferencia de los caracteres de conformación, la vida productiva ha sido un carácter difícil de medir debido a la presencia de observaciones provenientes de hembras que continúan en producción al momento del análisis (observaciones censuradas; Ducrocq, 1987). De esta forma, y buscando tener en cuenta la presencia de datos censurados, surge el análisis de supervivencia (Cox & Oakes, 1984; Kalbfleisch & Prentice, 1980), definido como la metodología estadística que permite combinar la información de observaciones no censuradas (vacas que finalizaron su vida productiva) y censuradas (vacas todavía en producción al momento de la evaluación genética), considerando covariables que pueden ser o no función del tiempo y que afectan el carácter de interés. En Colombia, los sistemas de producción ganaderos varían ampliamente de acuerdo a las diferentes zonas climáticas y a los tipos raciales que se encuentren en dichas explotaciones. Esto genera segmentación en los niveles de producción y productividad asociadas a la disponibilidad y manejo de los recursos naturales y ambientales. Sin embargo, una de las razas lecheras más difundidas en el país es la raza Normando, originaria del Norte de Francia y cuyas aptitudes como la adaptación, rusticidad, fertilidad, vida productiva, facilidad de parto, producción de leche y calidad de la misma así como producción de carne, la hacen una raza de gran utilidad. Por esta razón, se encuentra en diferentes sistemas productivos colombianos, con variaciones climáticas, topográficas y de altitud. Esto debido, entre otras razones, a su capacidad de ingestión y de conversión de los alimentos bastos, con una mayor eficiencia en su transformación. En el caso de la producción de carne, ya se trate de animales de descarte o de animales destinados al engorde, la raza Normando permite la obtención de canales pesadas, bien conformadas y de carne de gran calidad. En el caso específico de los caracteres de tipo y evaluación de conformación, los objetivos de la raza Normando se han centrado en la selección de animales con buena capacidad torácica y abdominal, relacionada principalmente con la amplitud de pecho; dorso y lomo fuertes así como anca larga, ancha y bien dirigida, que favorezcan el desarrollo muscular y posterior producción de carne; y también, desarrollo mamario adecuado, equilibrado y con ligamentos fuertes que permitan minimizar el riesgo de lesiones en la ubre así como dificultades en el momento del ordeño. Aunque la raza Normando se caracteriza por presentar un alto número de lactancias, con un promedio de entre 7 y 8 partos, no se cuenta con estudios específicos para el carácter vida productiva bajo las condiciones locales de producción, ya sea empleando metodologías clásicas (modelos lineales mixtos, por ejemplo) o ajustando modelos de supervivencia. Por tanto, el objetivo de este trabajo fue estudiar la vida productiva en Normando Colombiano empleando análisis de supervivencia, con el fin de identificar los principales factores que influyen en dicho carácter, y además, fomentar el registro de información relacionada con caracteres funcionales como la vida productiva. Esto, buscando preservar y promover la raza Normando Colombiano.

Material y métodos

Datos

Se analizaron registros de vacas lecheras de la raza Normando Colombiano, recopilados desde 1993 hasta 2005 por la Asociación Colombiana de Criadores de Ganado Normando ASONORMANDO. Inicialmente se dispuso tanto de una base de datos de producción de leche-fechas de parto, como otra de calificación para variables de tipo. En la primera se disponía de información de 28666 registros de partos y producción de leche, pertenecientes a 7158 vacas hijas de 301 toros. Por su parte, el conjunto de datos de clasificación contenía información de calificaciones de variables de tipo o morfológicas para 2821 vacas. De esta manera se construyó un conjunto de datos que combinara información tanto de producción como de calificación morfológica, dando lugar a 2788 registros de partos, producción de leche y clasificación lineal, pertenecientes a 895 vacas hijas de 104 padres, y distribuidas en 82 hatos. Los establecimientos ganaderos contaban además con información del tipo de sistema de producción (extensivo tradicional, extensivo mejorado, e intensivo suplementado) y altitud

del predio (0-1000, 1000-2000 y 2000-3000 metros sobre el nivel del mar). Sin embargo, el archivo resultante fue editado descartando registros con identificación de padre y/o hatos desconocido, o vacas con intervalos entre partos menores a 11 meses. Esto último, con el fin de evitar inconsistencias en las fechas de parto. Después de la edición, los datos comprendían 2516 registros pertenecientes a 798 vacas con fechas de parto entre 1993 y 2005, hijas de 95 toros y pertenecientes a 66 hatos. El archivo de genealogía fue construido de tal forma que se incluyera la mayor cantidad de individuos posible, dando lugar a 2073 individuos en el pedigrí. Dado que en la base de datos no se disponía de fechas de descarte, la vida productiva fue definida como el tiempo entre el primer y último parto registrado para cada vaca o el fin de los datos (fecha de censura). Vacas que cambiaron de hatos y/o que presentaron un parto durante los diez meses anteriores al último parto registrado en la base se consideraron censuradas (44,9%), siendo su vida productiva igual al tiempo en días entre el primer parto de la vaca y el último parto de la base. Las demás hembras fueron consideradas no censuradas, siendo su vida productiva igual al tiempo en días entre el primer y el último parto de la vaca.

Modelo de análisis

Las estimaciones de los componentes de varianza, así como de los parámetros Weibull fueron obtenidas empleando un modelo frágil de supervivencia Weibull dado por:

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp[x^T(t)b + z^T s] \quad [1]$$

siendo $\lambda(t)$ el "riesgo" de descarte de una vaca al tiempo t ; $\lambda_0(t) = \lambda\rho(\lambda t)^{\rho-1}$ el riesgo base Weibull con parámetros ρ (forma) y λ (escala); b el vector de efectos fijos, s el vector de valores de cría $s \sim \text{NMV}(0, A\sigma_s^2)$ y x y z matrices de incidencia. En el vector de efectos fijos, los factores disponibles para el análisis de vida productiva fueron: el número de partos, la combinación hatos-altura(m.s.n.m.)-sistema de producción, y registros de calificación lineal que comprendieron 18 variables: altura al sacro (SAC), ancho de pecho (APEC), dirección de anca (DANC), ancho de ísquiones (AISQ), implantación de pezones (IPEZ), ubre delantera (UDE), ubre lateral (UBLAT), ubre trasera (UBTRA), distancia piso de la ubre-corvejón (DPIS), ancho de anca (AANC), pierna (PIER), equilibrio (EQUB), ligamento suspensorio (LIG), longitud de anca (LGANC), profundidad de pecho (PPEC), lomo (LOM), aplomos (APLO) y dorso (ADOR). Por su parte, el término aleatorio o frágil fue la mitad del valor de cría del padre. Al incluir un término frágil para un grupo de vacas hijas de cierto toro, dicho término hace referencia a las características genéticas no observables y compartidas por las hijas de un toro, que afectan el riesgo de ser descartadas (Vaupel, et al., 1979). Todos los análisis de significancia de efectos así como la estimación de parámetros de regresión y de varianza de padre fueron realizados con el paquete estadístico Survival Kit V6.0 (Ducrocq et al., 2010).

Resultados y discusión

Chequeo supuesto Weibull

Asumir una forma paramétrica para la función de riesgo base permite, en ciertos casos, modelar el comportamiento de una variable de tiempo de manera menos compleja, así como también, recurrir a técnicas de análisis matemáticamente más factibles. La elección de determinada distribución o familia de distribuciones dependerá de factores como la disponibilidad y la simplicidad de las funciones de riesgo, de supervivencia y de densidad. Uno de los modelos más empleados es el modelo de riesgo proporcional Weibull, en el cual, la estimación de los efectos fijos y aleatorios así como de los parámetros genéticos es menos demandante en términos computacionales que en un modelo semiparamétrico, como el caso del modelo de Cox (Cox, 1972). Esto explica la elección del modelo de riesgo Weibull al momento de evaluar grandes conjuntos de datos de vida productiva en vacas lecheras (Ducrocq, 1987; Ducrocq, 1994; Ducrocq & Casella, 1996; Ducrocq, 1999; Vukasinovic et al., 1999). Además, el modelo Weibull es más flexible, principalmente, cuando se incluyen en el término exponencial de [1] efectos fijos que dependen del tiempo. Así, para un determinado conjunto de datos y si el modelo Weibull es apropiado, el resultado de graficar el $\text{Log}(-\text{Log}(S_{KM}(t)))$ versus el $\text{Log}(\text{tiempo})$ para la población entera debe ser aproximadamente lineal (figura 1). En este caso, $S_{KM}(t)$ hace referencia al estimador Kaplan Meier de la función de supervivencia en el tiempo t . Es decir, la viabilidad de ajustar un modelo Weibull es evaluada visualmente. En la figura 1 se muestran dos escenarios: a) el periodo de tiempo analizado comienza el día del primer parto, y b) el periodo de tiempo analizado comienza 86 días después del primer parto. En el primer caso (figura 1,a), se muestra una línea aproximadamente lineal excepto al inicio del periodo analizado. Esto se debe a la ausencia de descarte de vacas. En el caso del segundo gráfico (figura 1,b), cuando la escala de tiempo es ajustada de tal forma que el origen representa el inicio de las fallas o descartes, se observa una relación lineal sobre todo el tiempo de análisis. Con lo cual, es plausible asumir una distribución Weibull para la

función de riesgo base en el presente conjunto de datos, principalmente 86 días después del primer parto. Este período puede estar relacionado con el pico de lactancia, a partir del cual los productores toman sus decisiones de descarte.

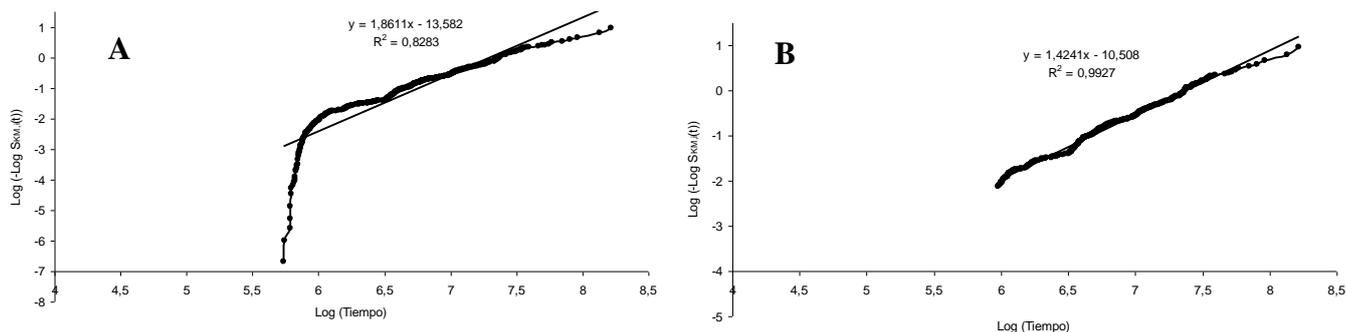


Figura 1. Regresión lineal de $\ln[-\ln SKM(t)]$ versus $\ln(\text{tiempo})$ para el chequeo del supuesto Weibull. $SKM(t) =$ Estimador Kaplan-Meier de la función de supervivencia en el tiempo t : A) Iniciando el día del primer parto; B) Iniciando 86 días después del primer parto (Linear regression of $\ln[-\ln SKM(t)]$ versus $\ln(\text{time})$ to check Weibull assumption. $SKM(t) =$ Kaplan-Meier estimator of Survival Function at t : A) Starting on first calving day; B) Starting 86 days after first calving).

Test de verosimilitud

Una vez que se ha ajustado un modelo de riesgo proporcional Weibull, resulta de interés verificar la significancia de los efectos incluidos en el modelo. En el análisis de supervivencia, al igual que en otras metodologías, la función de verosimilitud permite obtener estimaciones de los efectos incluidos en el modelo, testear su significancia y comparar modelos ajustados. No obstante, las diferencias en la función de verosimilitud cambian con la escala de medición, razón por la cual debe recurrirse a cocientes al momento de comparar modelos. Este procedimiento, definido como test de cociente de verosimilitud (Likelihood ratio test; Ducrocq, 2001), está dado por:

$$2\left\{\log(L(\beta_0)) - \log(L(\hat{\beta}))\right\} \tag{2}$$

donde β_0 son los valores iniciales de los coeficientes y $\hat{\beta}$ es la solución luego de ajustar el modelo. La tabla I muestra el test del cociente de verosimilitud empleado para evaluar la significancia de los factores que pueden estar afectando el riesgo de descarte de una vaca. Los factores fueron incluidos uno por uno en el modelo. Sin embargo, y en el caso de este trabajo, solo nueve de las 18 variables de calificación lineal fueron incluidas en el modelo después de testear su significancia, dando lugar al siguiente modelo de efectos fijos:

$$\lambda(t) = \lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1} \exp\left[x'_{npa_i} \beta_{npa} + x'_{hae_i} \beta_{hae} + x'_{sac_i} \beta_{sac} + x'_{apec_i} \beta_{apec} + x'_{ubde_i} \beta_{ubde} + x'_{danc_i} \beta_{danc} + x'_{aisq_i} \beta_{aisq} + x'_{ipez_i} \beta_{ipez} + x'_{ubtra_i} \beta_{ubtra} + x'_{aanc_i} \beta_{aanc} + x'_{ador_i} \beta_{ador} \right] \tag{3}$$

donde $\lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1}$ es el riesgo base Weibull; x'_{npa} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-dependiente de número de partos; x'_{hae} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de combinación hato-altitud del hato (m.s.n.m)-sistema de producción; x'_{sac} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de altura al sacro; x'_{apec} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de ancho de pecho; x'_{ubde} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de ubre delantera; x'_{danc} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de dirección de anca; x'_{aisq} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de ancho de isquiones; x'_{ipez} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de implantación de pezones; x'_{ubtra} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de ubre trasera; x'_{aanc} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de ancho de anca, y x'_{ador} el vector relacionado con el efecto fijo tiempo-independiente de dorso. En el modelo planteado en [3], todos los efectos fijos fueron significativos al $P < 0.001$ excepto el efecto ubre trasera que fue significativo al $P < 0.01$ y los efectos ubre delantera, dirección de anca, ancho de isquiones, implantación de pezones, ancho de anca y dorso que fueron significativos al $P < 0.05$ (tabla I). Los cambios más importantes en el logaritmo de la verosimilitud fueron observados para el efecto número de partos, la combinación hato-altura-sistema de producción, y para el efecto de altura al sacro. Por su parte, los efectos equilibrio de la ubre, aplomos y ligamento posterior de la ubre tuvieron el menor impacto en el logaritmo de la verosimilitud en comparación con otros efectos. Con lo cual,

dichos efectos no estarían influyendo en las decisiones de descarte de vacas por parte de los ganaderos y por tanto, tendrían bajo impacto en la vida productiva de las vacas evaluadas en este estudio. Adicionalmente, y con el fin de estimar la varianza de padre para el carácter vida productiva, el modelo de efectos fijos dado por [3] fue extendido para incluir el efecto aleatorio de padre de la vaca. Por tanto, el modelo final propuesto fue:

$$\lambda(t) = \lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1} \exp \left[x'_{npa_i}(t) \beta_{npa} + x'_{hae_i} \beta_{hae} + x'_{sac_i} \beta_{sac} + x'_{apec_i} \beta_{apec} + x'_{ubde_i} \beta_{ubde} + x'_{danc_i} \beta_{danc} + x'_{aisq_i} \beta_{aisq} + x'_{ipez_i} \beta_{ipez} + x'_{ubtra_i} \beta_{ubtra} + x'_{aanc_i} \beta_{aanc} + x'_{ador_i} \beta_{ador} + z'_i s \right] \quad [4]$$

donde, en el último término incluido, z'_i corresponde al vector relacionado con el padre de la vaca i , y s es el vector de efectos aditivos de los padres.

Tabla I. Test del cociente de verosimilitud, incluyendo factores secuencialmente al modelo de efectos fijos (*Results of the likelihood ratio test, including factors sequentially to the fixed effects model*).

| Factor | GL Total | -2Log(Verosimilitud) | Chi ² | GL Delta | P-Valor |
|---------------|----------|----------------------|------------------|----------|---------|
| Ningun efecto | 2 | 7370,109 | | | |
| Npa | 9 | 7080,491 | 289,62 | 7 | 0,0000 |
| Hae | 69 | 6835,076 | 245,41 | 60 | 0,0000 |
| Sac | 93 | 6781,389 | 53,687 | 24 | 0,0005 |
| Apec | 118 | 6680,689 | 100,7 | 25 | 0,0000 |
| Ubde | 122 | 6670,873 | 9,8161 | 4 | 0,0436 |
| Danc | 126 | 6659,588 | 11,285 | 4 | 0,0235 |
| Aisq | 140 | 6633,512 | 26,076 | 14 | 0,0253 |
| Ipez | 144 | 6620,601 | 12,911 | 4 | 0,0117 |
| Ubtra | 148 | 6606,384 | 14,217 | 4 | 0,0066 |
| Aanc | 152 | 6593,417 | 12,966 | 4 | 0,0114 |
| Ador | 156 | 6581,268 | 12,149 | 4 | 0,0163 |
| Lom | 159 | 6577,100 | 4,1677 | 3 | 0,2439 |
| Dpis | 162 | 6572,013 | 5,0875 | 3 | 0,1655 |
| Pier | 165 | 6565,700 | 6,3133 | 3 | 0,0973 |
| Ublat | 169 | 6557,399 | 8,3008 | 4 | 0,0812 |
| Lganc | 184 | 6533,761 | 23,638 | 15 | 0,0715 |
| Ppec | 204 | 6505,704 | 28,057 | 20 | 0,1081 |
| Equb | 208 | 6497,414 | 8,2894 | 4 | 0,0815 |
| Aplo | 211 | 6494,301 | 3,1131 | 3 | 0,3745 |
| Lig | 214 | 6492,928 | 1,3728 | 3 | 0,7119 |

Npa:Numero de partos; Hae:Hato-altura-sist.explotación; Sac:Altura al sacro; Apec:Ancho de pecho; Ubde:Ubre delantera; Danc:Dirección de anca; Aisq:Ancho de isquiones; Ipez:Implantación pezones; Ubtra:Ubre trasera; Aanc:Ancho de anca; Ador:Dorso; Lom:Lomo; Dpis:Distancia piso ubre-corvejón; Pier:Pierna; Ublat:Ubre lateral; Lganc:Longitud de anca; Ppec:Profundida de pecho; Equb:Equilibrio ubre; Aplo:Aplomos; Lig:Ligamento suspensorio.

Soluciones para los efectos fijos y estimación del parámetro Weibull

El tiempo medio de vida productiva fue de 1203 y 866 días para registros censurados y no censurados respectivamente. De acuerdo a la tabla I, y como se mencionó previamente, los caracteres con el mayor impacto en el cambio del logaritmo de la verosimilitud fueron altura al sacro, ancho de pecho, ubre delantera, dirección de anca, ancho de isquiones, implantación de pezones y ubre trasera. De manera específica, y teniendo en cuenta los factores con el mayor impacto en el logaritmo de la verosimilitud, la tabla II presenta las soluciones para dichos efectos, recurriendo a la tasa relativa de descarte (Relative Culling Rate) con el fin de facilitar la interpretación de los resultados en términos de riesgo. La tasa relativa de descarte corresponde al cociente entre el riesgo de descarte estimado para una vaca bajo la influencia de ciertos factores genéticos o ambientales y el riesgo medio, fijado en uno. A manera de ejemplo y de acuerdo con Ducrocq (1994), una vaca perteneciente a un hato con tasa relativa de descarte igual a 2, tendrá un riesgo de ser descartada dos veces mayor, en comparación con una vaca perteneciente a un hato promedio. Para el efecto altura al sacro, se observa una leve disminución en el riesgo relativo de descarte en relación a una mayor altura de las vacas. Es decir, vacas con una

mayor altura al sacro tendrían una probabilidad mayor de permanecer en el hato en comparación con vacas de menor tamaño.

Tabla II. Riesgo Relativo para las variables de tipo más significativas (*Relative rate for the most significant type traits*).

| Factor | Nivel | Coef. Riesgo | Error Estandar | Obs no cens. | Riesgo Relt. |
|------------------------|--------|--------------|----------------|--------------|--------------|
| Altura al sacro (SAC) | 135 | -0,3512 | 0,3078 | 21 | 1,4205 |
| | 136 | 0,0677 | 0,3156 | 31 | 0,9346 |
| | 137 | 0,0778 | 0,2727 | 33 | 0,9251 |
| | 138 | 0,2466 | 0,2377 | 57 | 0,7813 |
| | 139* | 0 | * | 60 | 1,0000 |
| | 140 | 0,0882 | 0,2332 | 45 | 0,9158 |
| | 141 | 0,2458 | 0,2316 | 43 | 0,7819 |
| | 142 | -0,2315 | 0,2856 | 26 | 1,2610 |
| | 143 | -0,0823 | 0,3181 | 24 | 1,0858 |
| | 144 | -0,0317 | 0,3575 | 15 | 1,0320 |
| | 145 | 0,3492 | 0,3531 | 16 | 0,7052 |
| Ancho de pecho (APEC) | 37 | -0,7553 | 0,3283 | 23 | 2,1277 |
| | 38 | -0,0962 | 0,305 | 24 | 1,1013 |
| | 39 | -0,5361 | 0,2756 | 34 | 1,7094 |
| | 40* | 0 | * | 71 | 1,0000 |
| | 41 | -0,6045 | 0,2456 | 41 | 1,8315 |
| | 42 | -0,4461 | 0,2782 | 27 | 1,5625 |
| | 43 | -0,3365 | 0,2611 | 35 | 1,4006 |
| | 44 | 0,0461 | 0,262 | 38 | 0,9551 |
| | 46 | 0,1378 | 0,3128 | 22 | 0,8711 |
| Ubre delantera (UBDE) | 1 | 0,0574 | 0,6895 | 4 | 0,9443 |
| | 2 | -0,1289 | 0,1523 | 106 | 1,1377 |
| | 3* | 0 | * | 217 | 1,0000 |
| | 4 | -0,4621 | 0,1544 | 98 | 1,5873 |
| | 5 | 0,4448 | 0,3614 | 15 | 0,6410 |
| Dir. de anca (DANC) | 1 | 0,7833 | 0,6197 | 5 | 0,4568 |
| | 2 | -0,3203 | 0,1642 | 79 | 1,3774 |
| | 3* | 0 | * | 218 | 1,0000 |
| | 4 | -0,2527 | 0,1542 | 113 | 1,2870 |
| | 5 | -0,6365 | 0,327 | 25 | 1,8904 |
| Ancho Isquiones (AISQ) | 34 | 0,8501 | 0,3645 | 21 | 0,4274 |
| | 35 | -0,0702 | 0,292 | 37 | 1,0730 |
| | 36 | 0,0203 | 0,2313 | 49 | 0,9804 |
| | 37* | 0 | * | 80 | 1,0000 |
| | 38 | -0,498 | 0,2002 | 62 | 1,6447 |
| | 39 | -0,157 | 0,2838 | 67 | 1,1696 |
| | 40 | -0,0645 | 0,3388 | 46 | 1,0661 |
| 41 | 0,0438 | 0,3793 | 37 | 0,9569 | |
| Ubre trasera (UBTRA) | 1 | -1,0007 | 1,3253 | 1 | 2,7174 |
| | 2 | -0,1273 | 0,1398 | 131 | 1,1351 |
| | 3* | 0 | * | 259 | 1,0000 |
| | 4 | 0,0714 | 0,2039 | 48 | 0,9311 |
| | 5 | -5,1396 | 1,428 | 1 | 166,667 |
| Ancho de anca (AANC) | 1 | -1,68 | 1,2582 | 1 | 5,3763 |
| | 2 | -0,104 | 0,2654 | 55 | 1,1099 |
| | 3* | 0 | * | 214 | 1,0000 |
| | 4 | -0,1424 | 0,266 | 135 | 1,1534 |
| | 5 | 0,7948 | 0,4155 | 35 | 0,4517 |
| Imp. Pezones (IPEZ) | 1 | 0,5477 | 0,5063 | 7 | 0,5784 |
| | 2 | 0,3719 | 0,1454 | 118 | 0,6897 |
| | 3* | 0 | * | 246 | 1,0000 |
| | 4 | 0,4454 | 0,178 | 66 | 0,6406 |
| | 5 | 0,2401 | 0,6529 | 3 | 0,7868 |

*Nivel de referencia para el cálculo del Riesgo Relativo, con riesgo fijado en 1,0000.

Esto también es observado para el efecto anchura de pecho, factor para el cual existe una disminución en el riesgo relativo de descarte para vacas con mayor amplitud de pecho. Esto puede estar relacionado con el objetivo de aumento en las medidas de esqueleto instaurado por los criadores de Normando Colombiano, principalmente en anchura de pecho. Para los efectos ubre delantera, ubre trasera, anchura de anca y dorso, el riesgo relativo de descarte es más bajo para vacas con alta puntuación, es decir vacas con fuerte adherencia delantera de la ubre así como una fuerte y alta adherencia trasera de la ubre, o con una mayor amplitud de anca. En el caso de los factores ubre delantera y trasera, el menor riesgo relativo de descarte asociado con altos puntajes puede estar relacionado a la búsqueda por parte de los ganaderos del mejoramiento en las características funcionales de la ubre. Es decir, aquellas vacas con buena conformación a nivel de ubre, tendrían menor riesgo relativo de ser descartadas, en comparación con vacas de baja calificación en las características de ubre. En cuanto a los efectos de ancho de anca y dorso, el bajo riesgo relativo de descarte asociado con mayores mediciones y altas puntuaciones puede estar relacionado al objetivo de producción de carne en una raza doble propósito como la raza Normando Colombiano. Es decir, vacas con mayor capacidad de albergar músculo tendrían menor riesgo relativo de descarte a diferencia de vacas con menor aptitud para la producción de carne. Para el efecto anchura de isquiones así como para la dirección de anca, se observan mayores riesgos relativos de descarte para puntajes muy bajos o muy altos. Esto podría estar relacionado a la búsqueda, por parte de los ganaderos, de vacas con calificación intermedia para dichos caracteres de tipo. Es decir, vacas con una amplitud de isquiones intermedia así como hembras con anca bien dirigida, tendrían menor riesgo relativo de descarte. En la función de riesgo base Weibull el parámetro de forma ρ , relacionado con el riesgo de descarte, fue igual a 4,91. Es decir, el riesgo de descarte de una vaca estaría aumentando a medida que transcurre el tiempo. Esto puede verse reflejado en el riesgo relativo para el efecto número de partos (tabla II), en el cual, a medida que las vacas presentan mayor número de partos, su riesgo de descarte aumenta.

Soluciones para los efectos aleatorios

La varianza de padre σ_s^2 fue estimada como el modo de su distribución posterior marginal. El modo, media y desviación estándar (D.E.) de la distribución posterior marginal de la varianza de padre fueron 0,00212, 0,00036 y 0,0001 respectivamente. El valor de σ_s^2 es mucho menor que el reportado por Ducrocq (1994), quien ajustó diferentes modelos de supervivencia para vida productiva en vacas Normando Francesa y reportó valores para la varianza de padre entre 0,05433 y 0,0806. Sin embargo, y de acuerdo con el autor, estos valores son de difícil interpretación debido a la no linealidad del modelo, que puede causar diferencias en σ_s^2 dependiendo de los cambios en los valores de los efectos fijos y aleatorios incluidos en el modelo. En el caso de las heredabilidades, Yazdi et al. (2002) sugirieron derivaciones alternativas en modelos de supervivencia que incluyen un efecto aleatorio de padre. La primera, llamada heredabilidad efectiva, está dada por:

$$h_{\text{eff}}^2 = 4\sigma_s^2 / (\sigma_s^2 + 1) \quad [5]$$

Asimismo, sugieren la definición de una heredabilidad equivalente, dada por:

$$h_{\text{equ}}^2 = 4\sigma_s^2 / [\sigma_s^2 + (1/p)] \quad [6]$$

donde p es la proporción de hijas de un toro que no continúan vivas o en producción al tiempo t , es decir, la proporción de hijas no censuradas. En este caso, p es igual a 0,551. El término equivalente hace referencia a que al probar cierto toro con n hijas, dicho padre obtendrá el mismo valor de confiabilidad que si fuera evaluado para un carácter lineal con valor de heredabilidad h_{equ}^2 . Dado que la proporción p cambia con el tiempo, h_{equ}^2 también se incrementará con el tiempo hasta que alcanza el valor de h_{eff}^2 , que es la heredabilidad teórica que se obtendría en ausencia total de censura (Yazdi et al., 2002). Teniendo en cuenta las expresiones [5] y [6], las heredabilidades efectiva y equivalente, usando el modo de la distribución posterior de la varianza de padre fueron 0,0085 y 0,0047 respectivamente. Aunque existen estudios para vida productiva en vacas de la raza Normando, los resultados obtenidos en este estudio no son comparables con los reportados en la bibliografía debido a la diferencia en los métodos de estimación y escala del carácter evaluado, así como en la inclusión de efectos fijos dependientes del tiempo.

Conclusiones

En el presente trabajo, la metodología de análisis de supervivencia fue empleada para evaluar el efecto de caracteres de tipo en la vida productiva de vacas Normando Colombiano. Aunque se disponía de diferentes variables de conformación, solo fueron incluidas en el modelo aquellas características con un efecto significativo en la vida productiva. Tal es el caso de variables como la altura al sacro, la anchura de pecho,

características de conformación de la ubre, la anchura de anca y de isquiones, dorso y dirección de anca, que podrían ser las principales razones de descarte de las hembras lecheras de la raza Normando Colombiano. En general, y de acuerdo a los resultados, puede decirse que los objetivos definidos para la raza Normando en Colombia, principalmente aquellos relacionados con la aptitud de producción de carne y leche, así como el mejoramiento de características funcionales de la ubre y de vida productiva de las vacas, están siendo alcanzados. Esto permite resaltar las ventajas del programa de mejoramiento genético implementado por la Asociación. Con lo cual, es importante un trabajo continuo y conjunto entre la Asociación Colombiana de Criadores de Ganado Normando ASONORMANDO y los productores, buscando facilitar al productor la toma de decisiones en sus programas de selección y continuar difundiendo la raza en los sistemas productivos.

Agradecimientos

Los autores agradecen la disposición por parte de la Asociación Colombiana de Criadores de Ganado Normando ASONORMANDO en el suministro y manejo de la información empleada en este trabajo.

Bibliografía

- Cox, D. R. 1972. Regression models and life tables (with discussion). *J. Royal Stat. Soc., Series B.* 34:187-220.
- Cox, D. R. & Oakes, D. 1984. *Analysis of survival data.* Chapman and Hall. London.
- Ducrocq, V. 1987. An analysis of productive life in dairy cattle. *Ph.D. Diss.*, Cornell Univ., Ithaca, NY.
- Ducrocq V. 1994. Statistical analysis of length of productive life for dairy cows of the Normande breed. *J. Dairy Sci.* 77: 855-866.
- Ducrocq, V. 1999. Two years of experience with the French genetic evaluation of dairy bulls on production-adjusted longevity of their daughters. Page 60 in Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in cattle, Longevity, Jouy-en- Josas, France. INTERBULL Bull. No. 21. Int. Bull Eval. Serv., Uppsala, Sweden.
- Ducrocq, V. 2001. *Survival analysis applied to animal breeding and epidemiology.* Station de Génétique Quantitative et Appliquée. Institut National de la Recherche Agronomique. Jouy-en-Josas, France.
- Ducrocq, V. P. & Casella, G. 1996. A Bayesian analysis of mixed survival model. *Genet. Sel. Evol.* 28:505-529.
- Ducrocq, V., Sölkner, J. & Mészáros G. 2010. Survival Kit v6 -a Software Package for Survival Analysis. In: 9th World Cong. Genet. Appl. Livest. Prod., Leipzig, Germany.
- Falconer, D.S. & Mackay, T.F. 1996. Introducción a la genética cuantitativa. Editorial Acribia S.A. Zaragoza. España. 420 p.
- Groen, A. F., Steine, T., Colleau, J., Pedersen, J., Pribyl, J. & Reinsch, N. 1997. Economic values in dairy cattle breeding, with special reference to functional traits. Report of an EAAP-working group. *Livest. Prod. Sci.* 49:1-21.
- Kalbfleisch, J. D. & Prentice, R. L. 1980. The statistical analysis of failure time data. Wiley, New York, NY.
- Legates, J.E. & Warwick, E.J. 1992. Cría y Mejora del Ganado. 8ª Ed. Editorial Interamericana McGraw Hill. 344 p.
- Vaupel, J., Manton, K. G. & Stallard, E. 1979. The impact of heterogeneity in individual frailty and the dynamics of mortality. *Demography.* 16: 439-454.
- Vukasinovic, N. 1999. Application of survival analysis in breeding for longevity. Page 3 in Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in cattle, Longevity, Jouy-en-Josas, France. INTERBULL Bull. No. 21. Int. Bull Eval. Serv., Uppsala, Sweden.
- Yazdi M.H., Visscher P.M., Ducrocq V., & Thompson R. 2002. Heritability reliability of genetic evaluations and response to selection in proportional hazard models, *J. Dairy Sci.* 85: 1563-1577.