

ANÁLISIS DEL AJUSTE DE LOS MODELOS LINEAR, LINEAR ASIMÉTRICO Y DE RIESGOS PROPORCIONALES PARA EL INTERVALO ENTRE PARTOS EN LA RAZA OVINA RIPOLLESA

Casellas, J¹.

¹G2R. Departament de Ciència Animal i dels Aliments. Universitat Autònoma de Barcelona. 08193 Bellaterra. España.
E-mail: joaquim.casellas@uab.cat

INTRODUCCIÓN

El intervalo entre partos (**IP**), junto con la prolificidad, es uno de los factores con mayor influencia sobre la productividad numérica de los rebaños de ovino de carne y, en definitiva, sobre el rendimiento económico de los mismos. Desde un punto de vista fenotípico, resulta importante destacar que se trata de un carácter productivo con una distribución claramente asimétrica, sobre-expresándose la cola derecha de la misma y, en determinados casos, con patrones multimodales. Aunque el IP ha sido analizado en multitud de ocasiones y razas, la modelización de esas peculiaridades matemáticas sigue sin resolverse adecuadamente, aplicándose generalmente modelos BLUP estándar (Henderson, 1973) sobre la base de una distribución normal (simétrica) multivariante para los residuos. Esta asunción no ha sido validada convenientemente y, dada la posibilidad actual de modelizar este tipo de procesos dispersivos mediante distribuciones normales asimétricas (Varona et al., 2008) o modelos de riesgos proporcionales (Casellas, 2007), resulta de especial relevancia para el sector ovino determinar el modelo de análisis óptimo para este carácter. El presente trabajo se centró en determinar la bondad de ajuste de tres aproximaciones paramétricas distintas para el análisis del IP, *i*) modelo BLUP simétrico, *ii*) modelo BLUP asimétrico, y *iii*) modelo *piecewise* Weibull de riesgos proporcionales.

MATERIAL Y MÉTODOS

Los análisis se realizaron sobre el carácter IP definido como el intervalo temporal (días) transcurrido entre dos partos sucesivos de la misma oveja. Este carácter se analizó sobre los registros reproductivos de seis rebaños de raza Ripollesa adscritos al Programa de Control de Rendimientos y Mejora Genética de la misma: *Can Benito* (Jafre, Girona), *Can Blanch* (Arbúcies, Girona), *Can Gori* (Perelada, Girona), *Can Nualart* (La Garriga, Barcelona), *Les Anglades* (Esponellà, Girona) y *Mas Ros* (La Garriga, Girona). El número de registros fenotípicos y animales procedentes de cada rebaño, así como los valores tomados por la variable IP se resumen en el Tabla 1. Todos los rebaños seguían un manejo reproductivo de cubriciones continuas con una ratio de moruecos/ovejas de como máximo 1/30. Para este estudio, únicamente se usaron los registros de IP comprendidos entre 135 y 500 días, descartándose los valores tanto inferiores (abortos) como superiores (sugieren la posibilidad de partos no registrados durante el intervalo).

Todos los modelos de análisis incorporaron tres fuentes de variación independientes en forma de efectos sistemáticos, ambientales permanentes y genéticos aditivos. Los efectos sistemáticos incluían la edad de la oveja con seis niveles (<3, 3, 4, 5, 6 y >6 años) y el número de corderos nacidos en el parto inicial (1, 2 o >2 corderos), mientras que los efectos ambientales permanentes corregían por los efectos inherentes a cada oveja y al año-estación. El primero de los modelos de análisis fue un modelo animal linear (Henderson, 1973), asumiendo una distribución normal (simétrica) multivariante para la distribución de los IP (modelo **NS**). En segundo lugar, se aplicó el modelo normal asimétrico (modelo **NA**) descrito por Varona et al. (2008), dónde se incorpora la posibilidad de asimetría sobre la distribución (normal) de los residuos mediante el parámetro Λ . La asimetría será positiva (sobre-expresión de la cola de la derecha) cuando $\Lambda > 0$, y negativa cuando $\Lambda < 0$. Finalmente, la última parametrización utilizada fue el modelo *piecewise* Weibull de riesgos proporcionales (modelo **RP**) descrito por Casellas (2007), y asumiendo entre 2 y 10 puntos de corte para la función *piecewise* Weibull. Este modelo se enmarca dentro de las técnicas de análisis de supervivencia y permite la modelización de variables continuas fuera del contexto de los modelos puramente aditivos. Las tres parametrizaciones se implementaron desde un punto de vista Bayesiano asumiendo las verosimilitudes y distribuciones a priori sugeridas en Varona et al. (2008) y Casellas (2007). Para cada análisis se lanzó una única

cadena de 1.000.000 de iteraciones, descartándose las 25.000 primeras como *burn-in*. Los modelos se compararon mediante el *deviance information criterion* (DIC; Spiegelhalter et al., 2002).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Para todos los rebaños, el modelo NS fue el más penalizado, reduciéndose drásticamente el valor del DIC al incorporar la posibilidad de patrones asimétricos a la distribución normal bajo el modelo NA (Tabla 2). Para todos los rebaños, los valores modales obtenidos para el parámetro λ fueron positivos y con el intervalo de credibilidad alejado del valor nulo (resultados no mostrados). No obstante, la implementación de modelos de riesgos proporcionales mejoró el ajuste obtenido bajo el modelo NA en todos los casos, con reducciones en el valor del DIC que fluctuaron entre 3.068,7 (*Can Nualart*) y 38.262,2 unidades (*Mas Ros*). Resulta importante destacar que aunque el modelo RP fue el de elección en todos los rebaños, el número óptimo de puntos de corte para la función *piecewise* Weibull varió de manera importante, siendo 2 para *Can Benito*, *Can Gori*, *Les Anglades* y *Mas Ros*, 4 para *Can Nualart* y 6 para *Can Blanch*. Lejos de invalidar la utilidad de los modelos RP para el análisis del IP, este cambio en el número de puntos de corte en los distintos rebaños sugiere la necesidad de analizar específicamente cada población de ovino y determinar de manera precisa la estructura adecuada de la función Weibull antes de realizar estudios más avanzados sobre el carácter.

Centrándonos en los parámetros de la función Weibull (ρ y λ), sus estimas variaron de manera importante en los distintos rebaños incluidos en este estudio. Mientras las estimas modales de ρ fluctuaban entre 5,3 (*Can Nualart*) y 10,3 (*Can Gori*), la λ se mantenía entre valores de 0,00021 (*Can Blanch*) y 0,00035 (*Can Benito*). En cuanto a los puntos de corte para *Can Blanch* se situaron a los 0, 165, 218, 297, 367 y 500 días, mientras que para *Can Nualart* se restringían a 0, 180, 231 y 500 días. En conjunto, estos resultados no hacen sino demostrar una importante heterogeneidad en cuanto al IP analizado bajo modelos RP, caracterizándose estos como la mejor parametrización disponible de acuerdo con los resultados obtenido del DIC, pero alertando de la necesidad de modelizar específicamente cada rebaño o población sin asumir o extrapolar modelos ajustados sobre otras bases de datos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Casellas, J. 2007. *J. Anim. Breed. Genet.* 124: 176-184.
- Henderson, C. R. 1973. *Proc. Anim. Breed. Genet. Symp. in Honor of Dr. Jay L Lush.* ASAS-ADSA, Champaign, IL, EUA, 10-41.
- Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P. & van der Linder, A. 2002. *J. Royal. Stat. Soc. B* 64: 583-639.
- Varona, L., Ibáñez-Escriche, N., Quintanilla, R., Noguera, J. L. & Casellas, J. 2008. *Genet. Res.* 90: 179-190.

Agradecimientos: Este trabajo ha sido financiado por el convenio DAR-ANCRI-UAB y RYC-2009-04049.

Tabla 1. Datos fenotípicos de intervalo entre partos y número de ovejas incluidas en los análisis.

| Rebaño | Intervalo entre partos (días) | | | Ovejas | |
|---------------------|-------------------------------|------------------|------------------------|-----------------------|---------|
| | n | Media \pm e.e. | 25% ¹ - 75% | Fenotipo ² | Pedigrí |
| <i>Can Benito</i> | 4.564 | 256,8 \pm 1,1 | 205 - 289 | 874 | 1.087 |
| <i>Can Blanch</i> | 2.618 | 302,1 \pm 1,3 | 251 - 350 | 595 | 722 |
| <i>Can Gori</i> | 6.070 | 246,6 \pm 0,6 | 217 - 261 | 1.530 | 4.973 |
| <i>Can Nualart</i> | 2.043 | 255,9 \pm 1,5 | 204 - 307 | 506 | 513 |
| <i>Les Anglades</i> | 5.134 | 274,6 \pm 1,0 | 218 - 315 | 824 | 1.035 |
| <i>Mas Ros</i> | 11.557 | 245,6 \pm 0,5 | 208 - 264 | 2.035 | 2.450 |

¹Percentiles 25% y 75%; ²Ovejas con registros fenotípicos de intervalo entre partos

Tabla 2. Valores del DIC para los tres modelos analizados.

| Modelo | Rebaño | | | | | |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | <i>Can Benito</i> | <i>Can Blanch</i> | <i>Can Gori</i> | <i>Can Nualart</i> | <i>Les Anglades</i> | <i>Mas Ros</i> |
| NS | 90,169.3 | 50,850.6 | 112,967.6 | 40,281.7 | 100,854.1 | 219,801.5 |
| NA | 74,819.8 | 45,082.1 | 93,691.3 | 33,027.8 | 84,330.8 | 176,997.4 |
| RP ¹ | 58,212.4 ₍₂₎ | 38,914.1 ₍₆₎ | 70,751.5 ₍₂₎ | 29,959.1 ₍₄₎ | 65,418.5 ₍₂₎ | 138,735.2 ₍₂₎ |

¹El valor en subíndice indica el número de puntos de corte de la función *piecewise* Weibull

GOODNESS-OF-FIT OF LINEAR, SKEWED-LINEAR AND PROPORTIONAL HAZARD MODELS FOR THE ANALYSIS OF LAMBING INTERVAL IN THE RIPOLLESA SHEEP BREED

ABSTRACT: The goodness-of-fit of three different parameterization for the analysis of lambing interval was studied on field data from six Ripollesa flocks. More specifically, the mixed linear animal model, skewed mixed linear animal model and piecewise Weibull proportional hazard model were compared by the DIC statistic. All flocks revealed the same pattern where the mixed linear animal model was clearly discarded and also the skewed mixed linear model suffered important penalties. Within this context, piecewise Weibull models were revealed as the best parameterization; DICs were more than 3,000 units smaller when compared with estimates from linear models. The different flocks differed in the number of cut points for the piecewise Weibull function, they ranging between 2 and 6.

Keywords: lambing interval, proportional hazard, Ripollesa breed, skewed distributions.