

ANÁLISIS DE LOS FACTORES QUE INFLUYEN EN LA SUPERVIVENCIA DEL CONEJO DE CARNE

Sánchez J.P.¹, Peiró R.¹, Silvestre M.A.^{1,2}, Baselga M.¹

¹ Dto. Ciencia Animal. Universidad Politécnica de Valencia (UPV). Camino de Vera, 14. 46022 Valencia.

² Consellería de Agricultura, Pesca y Alimentación. Amadeo de Saboya, 2. 46010 Valencia.

INTRODUCCIÓN

El carácter longevidad de las hembras no ha sido especialmente estudiado hasta este momento. En los esquemas de selección se contemplan básicamente caracteres de tipo reproductivo como el tamaño de camada en diferentes momentos; nacimiento y destete principalmente; y caracteres de crecimiento, como el índice de conversión, evaluado indirectamente a través de la velocidad de crecimiento. (Baselga y Blasco,1989). La vida productiva de las hembras es un carácter que podría ser de interés debido a que la tasa de reposición anual es del 120%, incrementando sustancialmente los costes por este concepto. Además la mayoría de las bajas son de animales que se encuentran en sus primeros ciclos reproductivos y que aún no han amortizado su valor de compra. (Ramón y Rafel, 1999).

El objetivo de este trabajo es determinar los factores ambientales que pudieran influir en la duración de la vida productiva de las conejas de producción cárnica; y una vez conocidos, extender el modelo y determinar los parámetros genéticos del carácter. Para ello se empleará la metodología estadística del análisis de supervivencia. (Klabfleisch y Prentice ,1980).

MATERIAL Y MÉTODOS

Para este estudio se han utilizado los datos recogidos, desde principios de 1992 hasta finales del 2001, en un núcleo de selección asociado a la U.P.V., situado en Sant Carles de la Rápita (Tarragona). La base de datos incluye todos los registros reproductivos de 13 generaciones, lo que supone un total de 2.489 hembras. El archivo de genealogía completo consta de 3031 registros.

De los 2.489 registros un 47% son censurados, registros de los que se tienen información parcial, se conoce el momento de inicio de la vida productiva pero no se conoce el final. La mayor parte de los datos censurados lo son porque, aunque fuesen animales sanos y productivos, por cuestiones de manejo del núcleo era preciso reponerlos por los de la generación siguiente para continuar con el proceso de selección. El 53% restante son animales de los que se conoce exactamente su fecha de eliminación o muerte y esta se debe a problemas patológicos o productivos. La metodología estadística empleada ha sido la del análisis de supervivencia, en concreto, un modelo de regresión de Cox de riesgos proporcionales, debido a que por la reducida dimensión de la base de datos es posible asumir el mayor coste computacional que esta técnica requiere en comparación con otros métodos totalmente paramétricos como la regresión con un de Weibull. Para los análisis, el software utilizado ha sido el Survival Kit 3.0 (Ducrocq y Sölkner, 1998).

Los factores registrados, que podrían actuar como variables regresoras en los análisis fueron:

- Año-Estación (AE) dependiente del tiempo, con 19 niveles. El cambio de un nivel a otro se produce cada 6 meses (1 de Enero y 1 de Julio de cada año). Con este factor se pretende recoger el efecto que actúa por igual sobre todos los animales que en un momento dado están en la explotación.

- La generación (GE) a la que pertenece la hembra, que no es dependiente del tiempo.

- Orden de parto (OP), dependiente del tiempo y con 9 niveles. El primero recoge a las hembras nulíparas y el noveno recoge a las hembras que han tenido 8 o más partos. Los cambios de nivel de este factor se producen en el momento de cada parto.

- La facilidad con la que la hembra queda preñada en cada ciclo (ED), con dos niveles. El primer nivel incluye a hembras que quedan preñadas en menos de 28 días desde el parto anterior o en menos de 21 días desde el primer intento de monta si son hembras nulíparas; el segundo nivel incluye a las hembras que para quedar preñadas han necesitado más días. Esta variable también es dependiente del tiempo y los cambios de nivel se producen a los 28 días de haber tenido un parto, indicando si la hembra en ese momento está preñada o no.

- El número de nacidos vivos (NV) que en cada parto tiene la hembra, este factor se trata como categórico con 8 niveles. La primera categoría incluye a todas las hembras cuando son nulíparas, la segunda a las que habiendo tenido algún parto tienen 0 ó 1 nacido vivo, la tercera a las que tienen 2 ó 3 nacidos vivos y así sucesivamente hasta llegar a la octava categoría que incluye a las que tienen en algún parto 11 o más nacidos vivos. Este factor también es dependiente del tiempo y cambia de nivel con cada parto.

Para estudiar la significación de cada uno de estos factores así como de la interacción entre OP y ED, se emplea la prueba del ratio de verosimilitudes entre modelos anidados.

Una vez elegidos los factores ambientales que influyen sobre la supervivencia, el modelo se extiende, incluyendo entre las variables regresoras el efecto del padre y la mitad del efecto del abuelo materno, para estudiar la varianza genética del carácter y, estimada ésta, aplicar un modelo animal para estimar los efectos ambientales. Esta extensión implica hacer un análisis bayesiano, para llegar por un lado a la moda de la distribución posterior marginal de la varianza de padre y condicionando a esta estima, llegar a la distribución posterior conjunta de los efectos ambientales y de los efectos genéticos (Ducrocq y Casella, 1996).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Tras la realización de la prueba del ratio de verosimilitudes se observó que GE, no tenía un efecto significativo ($p > 0.05$), cuando en el modelo estaba incluido AE, esto es debido a la colinealidad que existe entre ambos factores. En esta misma prueba se apreció el efecto significativo ($p < 0.001$) de la interacción entre OP y ED, por lo que se incluyó en el análisis la combinación de ambos.

El modelo de regresión propuesto fue por tanto:

$$h_i(t | x_{AE_i}(t), x_{OPED_i}(t), x_{NV_i}(t)) = h_0(t) e^{x_{OPED_i}(t) \beta_{OPED} + x_{AE_i}(t) \beta_{AE} + x_{NV_i}(t) \beta_{NV}}$$

Donde:

$h_i(t | x_{AE_i}(t), x_{OPED_i}(t), x_{NV_i}(t))$ = Riesgo del animal i, afectado por unos efectos ambientales concretos en cada tiempo.

$h_0(t)$ = Función de riesgo base.

$x_{OPED_i}(t)$ = combinación entre OP y ED, dependiente del tiempo. β_{OPED} = Coef. regresión

$x_{AE_i}(t)$ = año estación, dependiente del tiempo. β_{AE} = Coef. regresión

$x_{NV_i}(t)$ = número de nacidos vivos, dependiente del tiempo. β_{NV} = Coef. Regresión

Con este modelo se obtuvo un valor de R^2 de Maddala de 30.46%.

Con un modelo padre y con un modelo padre abuelo-materno, extensiones del anterior, se estimó la varianza de padre, sobre su distribución marginal posterior, obteniendo los resultados que se observan en la tabla 1. Estos resultados son similares a los obtenidos por Garreau et al. (2001).

TABLA 1. Estimas de la varianza de padre y de la heredabilidad en diferentes modelos.

Modelo	Moda	Media	$h^2_{log}^*$	$h^2_{efe}^*$
Padre	0.033	0.039	0.08	0.128
Padre-Ab. Mater.	0.023	0.027	0.056	0.091

* heredabilidad en escala logarítmica y heredabilidad efectiva (Yazdi et al., 2002), usando la estima de la moda de la marginal posterior.

En estos resultados se observa que la longevidad en conejo es heredable, aunque su valor es bajo. La estima de la varianza de padre con el modelo padre es mayor que con el modelo padre-abuelo materno debido a que el número de hembras con el que se aparea cada macho es bastante reducido y esto provoca una mayor dispersión en las estimas de los valores genéticos de los machos, debido al efecto de la media de las hembras con las que se aparea.

La estimación de los efectos ambientales y conjuntamente con ellos los valores genéticos se hace a partir de un modelo animal sobre la moda de la distribución posterior conjunta, condicionada a 4 veces la estima de la varianza de padre, estimada con el modelo padre-abuelo materno.

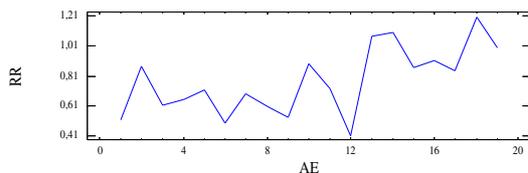


Figura 1. Riesgos relativos entre niveles de AE.

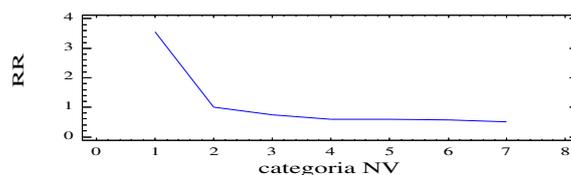


Figura 2. Riesgos relativos entre niveles de NV.

En las figuras 1 y 2 se presentan los riesgos ($\exp\{1*\beta_i\}$) relativos entre los diferentes niveles para AE y NV, siendo β_i la estima del coeficiente de regresión para el nivel i de cada uno de estos factores.

Se observa que para el efecto AE existe bastante variabilidad, siendo el ratio de riesgos máximo el que existe entre el segundo semestre de 1997 (AE12) y el mismo periodo de 2000 (AE18); $((\exp\{\beta_{AE18}\})/(\exp\{\beta_{AE12}\})=2.90)$.

Para NV la categoría que incluye a las hembras que sin ser nulíparas tienen un parto con 1 o con ningún nv, presenta un riesgo mucho mayor que el resto. Además se aprecia que a medida que aumenta el número de nacidos vivos de una coneja menor es el riesgo a que está expuesta.

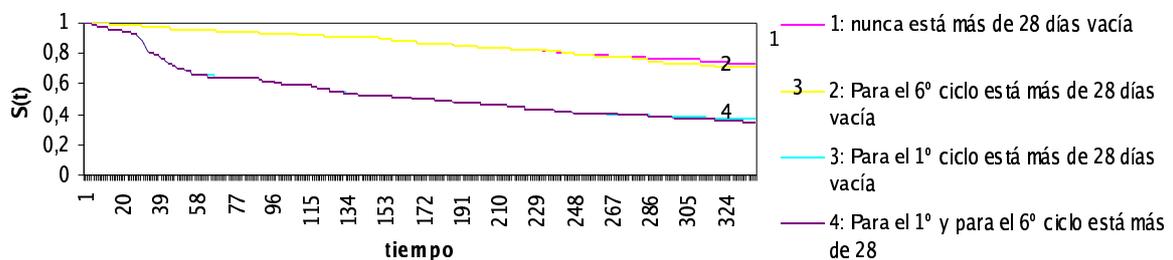


Figura 3. Funciones de supervivencia para diferentes carreras productivas.

Para estudiar la combinación entre OP y ED, por estar involucrada OP que no solo depende del tiempo sino que también evoluciona con él, el estudio de los efectos de los diferentes niveles hay que hacerlo considerando en qué momento de su vida se encuentra la hembra (función de riesgo base) (Gröhn et al., 1997). Para ello se han planteado 4 carreras productivas de 339 días, todas desarrolladas en la misma época, con la misma producción en todos los partos (NV=7) y pertenecientes a hembras con la misma valoración. La única diferencia es que en algunas hay retrasos debidos a dificultades para quedar preñada, lo que lleva a que en un mismo tiempo unas hembras estén en un ciclo y otras en otro. Con estas carreras productivas se calcularon las funciones de supervivencia (figura 3) a partir de las estimas de todos los efectos.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido financiado por el proyecto AGL2000-0595-C03 (CYCIT).

BIBLIOGRAFÍA

- Baselga, M.; Blasco, A. 1989. Editorial Mundi-Prensa.
- Ducrocq, V. ; Casella, G. 1996. Genet. Sel. Evol. 28, 505-529.
- Ducrocq, V. ; Sölkner, J. 1998. 6th WCGALP, Armidale, Vol. 27, 447-450.
- Garreau, H. ; Larzul, C. ; Ducrocq, V. 2001. 9^{èmes} J. Rech. Cunicole, Paris, 217-220.
- Gröhn, Y. T.; Ducrocq, V.; Hertl, J. A. 1997. J. Dairy Sci. 80:1755-1766.
- Klabfleisch, J. D.; Prentice, R. L. 1980. John Wiley & Sons, New York. NY.
- Ramón, J.; Rafel, O. 1999. Cunicultura. 141: 237-240.
- Yazdi, M. H.; Visscher, P. M. ; Ducrocq, V.; Thompson, R. 2002. J. Dairy Sci. 85:1563-1577.