

EVALUACIÓN DEL CRECIMIENTO EN LOS PRIMEROS TRES MESES DE EDAD EN MERINO ESPAÑOL MEDIANTE EL USO DE REGRESIONES ALEATORIAS

A. Menéndez Buxadera*, **M. Valera****, **J.M. Serradilla*****,
A. Molina****

* Centro de Control Pecuario, Ministerio de la Agricultura, Conill y Boyeros, Ciudad de La Habana (Cuba)

** Departamento de Ciencias Agroforestales, EUITA, Universidad de Sevilla (España)

*** Departamento de Producción Animal, E.T.S.I.A.M. Universidad de Córdoba (España)

**** Departamento de Genética. Campus Universitario de Rabanales, Universidad de Córdoba (España)

RESUMEN

Los resultados de 88727 estimaciones de peso vivo pertenecientes a 30214 animales Merino autóctono español entre 2 y 92 días de edad, nacidos entre 1992 y 2002 en un total de 30 ganaderías fueron analizados con el objetivo de presentar los primeros resultados de la aplicación de un sistema de regresiones aleatorias (RRM) a este tipo de datos. Como efectos fijos se incluyeron los grupos contemporáneos, del mismo rebaño, año y estación (GC, con 452 niveles); edad de la madre (11 niveles) y la combinación sexo de la cría con tipo de parto (4 niveles) así como los polinomios de los efectos fijos de la edad, expresada en forma estandarizada entre -1 a +1, de orden 5 para GC y de orden 3 para el resto. Los efectos genéticos directos (a); maternos (m); de ambiente permanente debido a repeticiones del animal que produce el registro (p_i) y de ambiente materno permanente (p_w) fueron considerados como covariables aleatorias con diferente orden de ajuste. La varianza residual se asumió heterogénea con cuatro niveles, de acuerdo a las clases de edad; la covarianza entre ambos efectos genéticos (C_{am}) fue incluida. Los resultados del mejor RRM arrojaron un patrón de tendencia ascendente en toda la trayectoria de edad representada para todas las componentes de varianza estimadas mientras que ocurrió lo contrario para C_{am} . Según nuestros resultados, la heredabilidad para ambos efectos genéticos (h_a^2 y h_m^2) aumenta en función de la edad, con estimas de 0.106 a 0.154 para h_a^2 y de 0.042 a 0.110 para h_m^2 . El antagonismo fue marcado entre a y m con correlaciones (R_{am}) entre -0.517 a -0.706 durante los primeros 28 días, declinando posteriormente hasta alcanzar valores de -0.340 a -0.356 entre los 70 y 84 días de edad. En este trabajo se analizan algunas de las ventajas que puede brindar el uso de RRM para el programa de mejora de esta raza.

Introducción

En el Núcleo de Control Cárnico del programa de mejora del Merino español se llevan a cabo controles de crecimiento periódicos de los corderos (4 pesadas por animal). Los registros del peso vivo (PV_i) de cada animal son ajustados a edades tipo fijas (30 y 75 días, en representación del crecimiento predestete y del peso al final del cebo), utilizándose estas nuevas variables en la valoración genética. Independientemente de otras consideraciones vale la pena cuestionarse sobre las ventajas de utilizar *'una variable resumen (dimensión finita) tal como el peso vivo ajustado a una edad fija'* en comparación al empleo de *'las variables originales, pesos vivos no transformados, repetidas periódicamente (dimensión infinita) con las que se estimaron las variables resumen'*. Múltiples trabajos han sido publicados en los cuales se demuestran las ventajas de este último enfoque, lo que internacionalmente se denomina *Test Day Model* (TDM), cuya primer versión operativa se debe a SCHAEFFER y DEKKER (1994), quienes presentaron las bases de un procedimiento estadístico para tratar estos TDM mediante lo que se conoce como *Random Regression Model* (RRM). MEYER (2004) y SCHAEFFER (2004) han presentado recientemente una panorámica general sobre los RRM, indicando la amplia gama de aplicaciones de este procedimiento en el campo de la mejora animal.

Los trabajos de LEWIS y BROTHERSTONE (2002) y FISHER y col. (2004) han demostrado las posibilidades del uso de RRM en ovinos de carne. Estos autores emplearon datos de un periodo de tiempo relativamente largo de la curva de crecimiento. En ninguno de los dos casos se estudiaron las posibles relaciones entre efectos genéticos directos y maternos. El objetivo de este tra-

bajo es presentar una versión preliminar de la aplicación de RRM a datos de peso vivo del Merino español en una etapa temprana del crecimiento (primeros tres meses) y al propio tiempo mostrar los primeros resultados de la evolución de la covarianza entre ambos efectos genéticos.

Material y métodos

Para este estudio se partió de una base de datos con 124586 controles de peso vivo correspondientes a 32701 corderos de raza Merina autóctona. Estos animales nacieron entre 1992 y 2002 en 43 ganaderías. De este conjunto de datos se eliminaron aquellas ganaderías con menos de 500 registros, así como aquellos animales con menos de tres controles de peso, quedando finalmente un total de 88727 controles de peso vivo (entre 2 y 92 días de edad) pertenecientes a 30214 animales, hijos de 546 machos y 15586 madres explotadas en 30 explotaciones. El pedigrí de cada animal se obtuvo con la información suministrada por el libro genealógico de la raza, contando finalmente con un total de 45941 animales. No se consideró el peso al nacimiento, ya que al estar disponible en la totalidad de los individuos puede afectar los resultados del análisis al brindarle mayor ponderación a esta edad inicial.

El modelo estadístico de RRM empleado se puede representar como:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + P_1i + P_2w + R$$

donde y es un vector de n observaciones del peso vivo en la trayectoria de edad en la que se registraron los datos; b es un vector de efectos fijos que incluye una ecuación de regresión fija de orden k_f intra grupo contemporáneo (ganadería-año-estación con 452 niveles, $k_f=5$); la edad al parto de la

hembra (11 niveles, $k_f=3$) y la combinación sexo del cordero y tipo de parto de la hembra -simple ó doble-, con 4 niveles ($k_f=3$). Los vectores a , m , i y w son los coeficientes de regresión aleatorios (de orden k_a ; k_m ; k_i y k_w respectivamente) para los efectos genéticos aditivos directos, maternos así como para los efectos de ambiente permanentes del animal y de ambiente permanente materno respectivamente. Las matrices de incidencia X ; Z_1 ; Z_2 ; P_1 y P_2 contienen las covariables de los polinomios de orden k para cada efecto definidos previamente. Finalmente R representa los efectos aleatorios de la varianza residual heterogénea con cuatro clases correspondientes a las edades 2 a 21; 22 a 49; 50 a 63 y 64 a 92.

El análisis se llevó a cabo con el software ASREML (GILMOUR *et al.*, 2000) empleando el algoritmo *Average Information* REML. Este software brinda las matrices K de coeficientes de regresión aleatoria para cada efecto incluido en el modelo antes des-

crito, así como los coeficientes de los polinomios para la edad estandarizada (t_j) entre -1 a +1. Los parámetros genéticos para cada punto de la trayectoria de edad (entre 2 y 92 días) se estimaron modificando los valores de K y t_j siguiendo las recomendaciones de JAMROZIK and SCHAEFFER (1997).

Se compararon múltiples versiones del RRM variando la magnitud del orden de ajuste de los coeficientes de los polinomios. No obstante, la discusión de los mismos esta fuera del contexto de esta primer presentación, en la que sólo se muestran los resultados del mejor modelo.

Resultados y discusión

El número de datos empleados así como las medias generales para diferentes intervalos de 7 días de edad se muestran en la figura 1. Cada punto de esta curva represen-

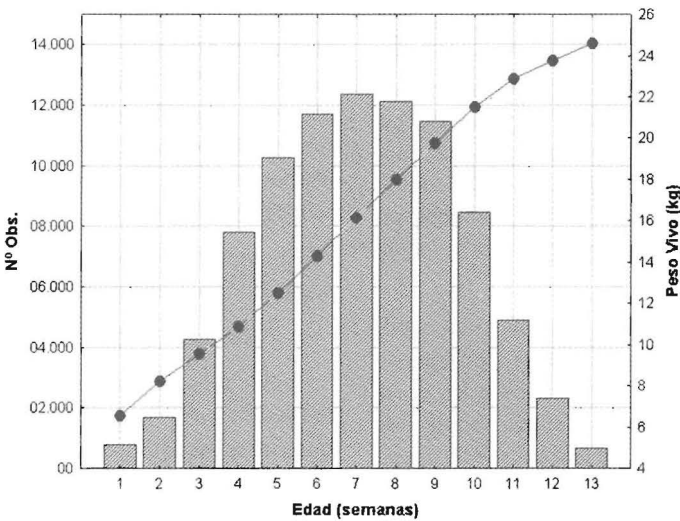


Figura 1. Número de observaciones (barras) y media (puntos) de peso vivo (kg) por cada 7 días de edad en Merino Español.

ta la media simple de un grupo de animales de la misma edad. En general, el número de observaciones para cada clase se considera satisfactoria, excepto en la primer semana de edad donde cada día esta representado con 50 a 100 registros y el ultimo día de la semana 13 con menos de 100 observaciones. Esta trayectoria del crecimiento en los tres primeros meses de edad aparentemente muestra una forma lineal, sin embargo análisis previos realizados demostraron que una ecuación cuadrática se ajusta mejor (MENÉNDEZ BUXADERA y col., 2002a).

Los componentes de varianza-covarianza que se presentan en las figuras 2 a 5, corresponden a los resultados de un modelo polinomial de orden $k=2$ (ecuación lineal) para todos los efectos aleatorios, excepto para P_w , en el que el mejor ajuste se obtuvo aplicando $k_w = 0$, es decir el valor de la intersección de la ecuación.

Las varianzas para los efectos genéticos directos (a); maternos (m); la varianza fenotípica total (figura 2), así como los efectos de ambiente permanente debidos a las repeticiones del peso vivo de cada animal (no representados), manifiestan una tendencia positiva y regular en toda la trayectoria de edad representada en este estudio. Por el contrario, la covarianza entre efectos genéticos directos y maternos (C_{am}) presentó valores negativos y decrecientes en este mismo periodo. Este patrón antagónico de C_{am} es coincidente con resultados previos con esta misma raza (MENÉNDEZ BUXADERA y col., 2002b) pero estimado mediante un modelo animal multicaracter y datos ajustados previamente a edad fija.

Según nuestros resultados, la heredabilidad para efectos directos y maternos (h^2_a y h^2_m respectivamente) aumenta en función de la edad, mientras que la correlación entre

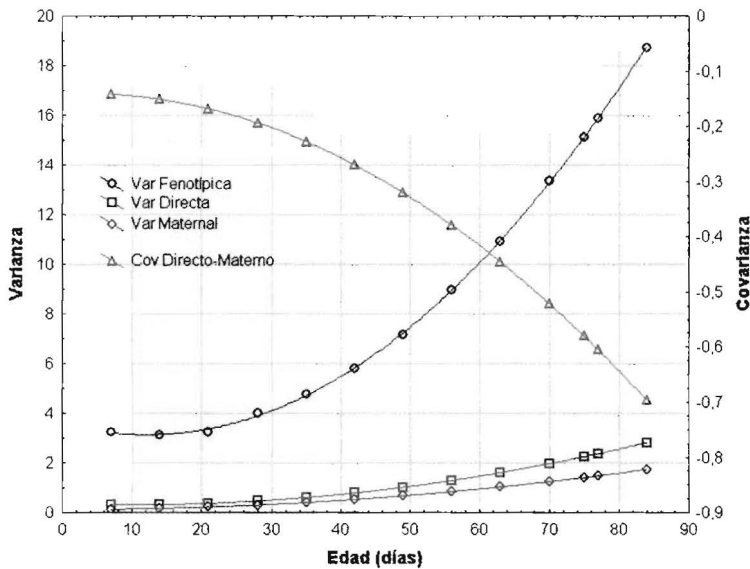


Figura 2. Evolución de los componentes de la varianza y la covarianza para el peso vivo en corderos Merinos españoles.

ambos efectos genéticos (R_{am}) es negativa y decrece marcadamente hasta los 50 días, edad a la que parece estabilizarse (figura 3). Los resultados de FISCHER y col. (2004) y LEWIS y BROTHERSTONE (2002) muestran patrones semejantes aunque con valores mayores de h^2_a y h^2_m . En ambos casos estos

autores aplicaron RRM, pero no incluyeron el C_{am} en el modelo. En términos generales puede indicarse que los resultados de este estudio están dentro del contexto de otras publicaciones sobre ovino de carne de España (JURADO y cols., 1987; SIERRA y cols., 1998).

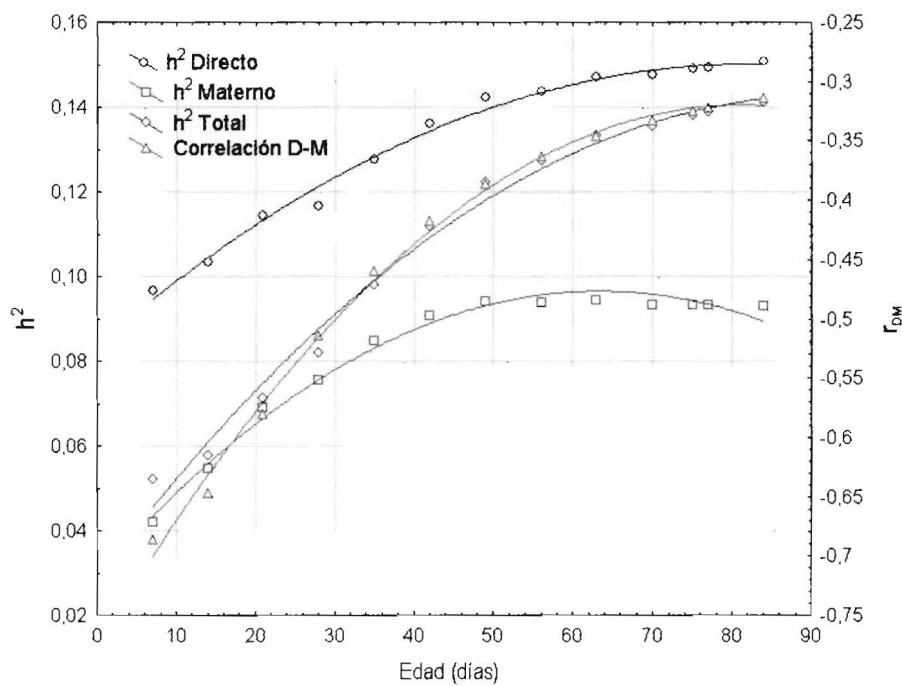


Figura 3. Evolución de la heredabilidad directa, materna, total y la correlación genética directa-materna para el peso vivo a lo largo del periodo analizado en el Merino autóctono español.

Las estimaciones de correlaciones genéticas entre los efectos genéticos directos (R_a) y entre los efectos maternos (R_m) para el peso vivo estimado a diferentes edades se muestran en las figuras 4 y 5. En ambos casos se manifiesta el clásico patrón donde la magnitud de R_a y R_m decrece en la medida que

aumenta la diferencia de edad entre dos estimaciones de peso vivo. Es interesante destacar que los pesos vivos a 35 y a 42 días de edad presentan valores de correlación genética superiores a 0.9 con el peso vivo a 75 días de edad que constituye el principal objetivo de selección en el Merino español.

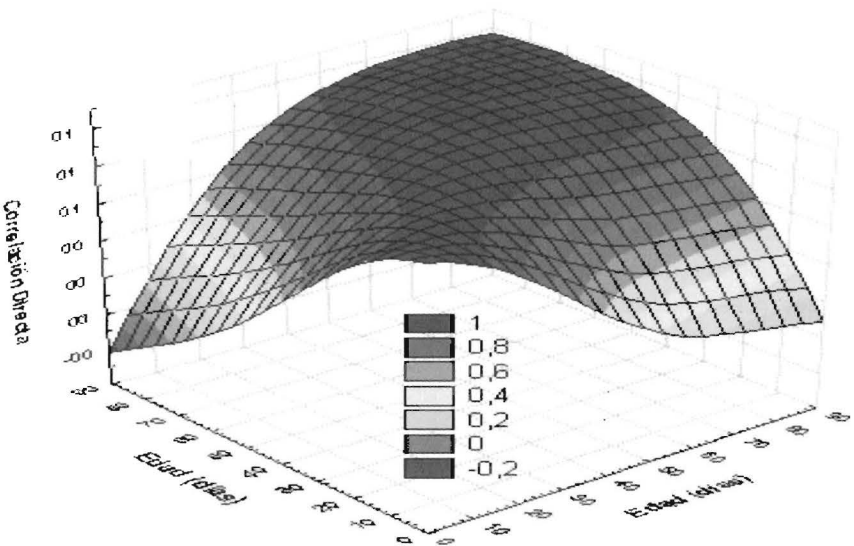


Figura 4. Evolución de la correlación entre los efectos genéticos directos para el peso vivo a lo largo del periodo analizado en el Merino autóctono español.

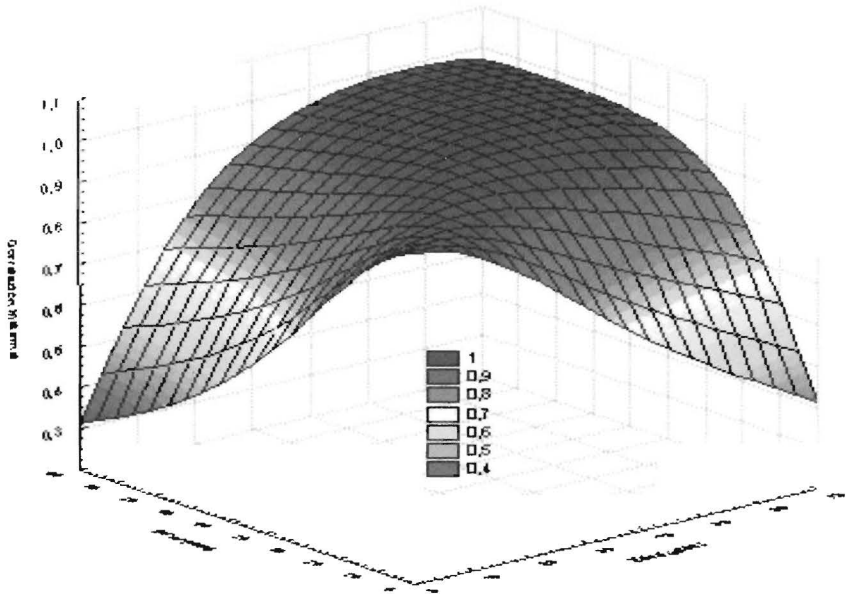


Figura 5. Evolución de la correlación entre los efectos genéticos maternos para el peso vivo a lo largo del periodo analizado en el Merino autóctono español.

Conclusiones

Los resultados de este estudio demuestran que es posible aplicar RRM para analizar todos los datos disponibles sobre el peso vivo del Merino en esta etapa de crecimiento. Para no hacer excesivamente extensa esta comunicación no discutimos todas las ventajas que puede brindar este procedimiento de RRM, centrándonos en las que consideramos más importantes:

1. Con una sola ejecución se pueden estimar los parámetros genéticos y el valor genético de todos los animales para el peso vivo en cualquier punto de la trayectoria de edad registrada.

2. Mediante la modificación de los coeficientes de regresión aleatorios de cada animal y de los polinomios de la edad estandarizada, es posible estimar los principales parámetros genéticos y valor genético de todos los animales para la ganancia de peso entre cualquiera de las edades.

Bibliografía

- FISCHER T.M., VAN DER WERF J.H.J., BANKS R.G., A.J. BALL., 2004. Liv. Prod. Sci. In press.:
- GILMOUR A., CULLIS B.R., WELLHAM S.J., THOMPSON R., 2000. ASREML manual.
- JAMROZIK, SCHEFFER L.R., 1997. J. Dairy Sci. 80, 762-770.
- JURADO J., ALENDA R., ALONSO A., SÁNCHEZ DE LA BLANCA A., 1987. 38 Annual Meet. of EAAP. Lisboa, Portugal, 7 pag.
- LEWIS R.M., BROTHERSTONE S., 2002., Anim. Sci. 74, 63-70.
- MENÉNDEZ BUXADERA A., VALERA M., SERRADILLA J.M., MOLINA A., 2003^a. X Jornadas Sobre Producción Animal. Zaragoza.
- MENÉNDEZ BUXADERA A., VALERA M., SERRADILLA J.M., MOLINA A., 2003^b. X Jornadas Sobre Producción Animal. Zaragoza.
- MEYER K., 2004. Liv. Prod. Sci. 86, 68-83.
- SCHAEFFER L.R., DEKKERS J.C.M., 2004. 5th WCALP Guelph XVIII:443.
- SCHAEFFER L.R., 2004. Liv. Prod. Sci. 86, 35-45.
- SIERRA A., DELGADO J.V., MOLINA A., BARBA C., BARAJAS F., RODERO A., 1998. World Merino Conference, 29-31 March, 1998, Christchurch, New Zealand, 3 pag.