

DETERMINACIÓN DEL MODELO DE VALORACIÓN GENÉTICA PARA LOS CARACTERES MORFOLÓGICOS LINEALES EN EL CABALLO PURA RAZA ESPAÑOLA

Navarro D.¹, Sánchez M.J.¹, Gómez M.D.¹, Valera M.¹, Azor P.J.^{1,2}

1. Dpto. de Ciencias Agroforestales. ETSIA. Universidad de Sevilla
2. Asociación Nacional de Criadores de Caballos de Pura Raza Española

RESUMEN.

La Calificación Morfológica Lineal (CML) es un sistema de calificación mucho más objetivo que los sistemas clásicos de evaluación de la conformación (puntos otorgados por jueces), donde influyen en gran medida el concepto del ideal de caballo que posea el juez. En el caso del caballo de Pura Raza Española (PRE), este problema de subjetividad a la hora de evaluar la conformación se intentó solucionar con la implantación del sistema de CML. Al ser un sistema de evaluación que lleva poco tiempo implantado en la raza (desde el año 2008) aún tiene como inconveniente la posibilidad de que, en ocasiones, los calificadores realizan valoraciones que se desvían de los valores reales o puedan estar condicionados por factores externos como el concurso donde se realiza la calificación y la categoría de éste. Por ello, con suficiente entrenamiento de los calificadores, en los modelos utilizados para valorar genéticamente los caracteres morfológicos lineales, no sería preciso incluir al calificador o al concurso como efectos fijos. Con la finalidad de determinar el mejor modelo actual de valoración genética de los caracteres morfológicos lineales, en este trabajo se compararon 6 modelos de valoración diferentes con medidas repetidas que diferían en la inclusión o no del calificador y del concurso, estimándose para estos 6 modelos el *criterio de información de la desviación* (DIC) y el *logaritmo de la ordenada de predicción condicional* (LogCPO). De acuerdo a los resultados obtenidos se ha determinado que el modelo más adecuado ha sido el que ha incluido la combinación calificador-concurso como un único factor fijo, evidenciándose que aún es preciso una mejora del sistema de calificación morfológica lineal en el caballo de Pura Raza Español.

PALABRAS CLAVE: Análisis bayesiano, Componentes de la Varianza, Conformación, Equino, Valoración Genética.

INTRODUCCIÓN.

La Orden APA/ 1018/ 2003, de 23 de abril, establece que todas aquellas razas equinas españolas que quieran ser valoradas genéticamente por su morfología deben incorporar en su Programa de Mejora el sistema de Calificación Morfológica Lineal. Este sistema permite seleccionar los animales en función de sus características morfofuncionales (morfología orientada a una funcionalidad determinada), gracias a las correlaciones existentes entre cada uno de los caracteres evaluados linealmente y la aptitud específica de cada raza. Asimismo, cada ganadero puede seleccionar el animal que corrija un determinado defecto existente en su ganadería, en función del Valor Genético obtenido para cada variable morfológica valorada (Gómez et al., 2005). El interés principal del desarrollo de este sistema de calificación de la morfológica radica en las características

de la información que genera, ya que permiten utilizar los datos para la Valoración Genética de los animales por su morfología. Thompson et al. (1981) recomendó la recogida de la información morfológica en una escala lineal frente a la valoración de los animales en relación a un ideal, ya que la subjetividad de las observaciones ya ha sido evidenciada en numerosos trabajos (Valera et al., 2005; Gómez et al., 2006), destacando la influencia de determinados factores externos relacionados con el animal (ganadería de origen, sexo, edad y capa) y con la prueba (concurso, año de celebración, orden de participación, número de participantes, número de animales juzgados por cada juez y juez) sobre las puntuaciones recibidas. El juez posee un efecto muy significativo sobre las puntuaciones, explicando la mayor parte de la varianza fenotípica (entre 6 y 37%) (Valera et al., 2005).

No obstante, en los sistemas de CML también se ha demostrado que la complejidad de los caracteres valorados y la experiencia de los calificadores condicionan la heredabilidad (Thompson et al., 1983), siendo inferior para los rasgos combinados que para la media de cada uno de los rasgos simples (Veerkamp et al., 2002) y ayudando la experiencia a disminuir la variación residual. Así pues, el entrenamiento y validación de los calificadores debe ser constante para asegurar la consistencia y uniformidad de sus calificaciones (Janssens and Vandepitte., 2004), y que posean las características necesarias para su empleo en la estimación del valor de cría de los individuos. Por ello, se considera que los caracteres de CML con un entrenamiento adecuado del calificador pueden considerarse totalmente objetivos, ya que los calificadores deben recoger la información del animal sin emitir ningún juicio de valor sobre él, de manera que toda la información que se recopile sea una correspondencia objetiva a una clase de una característica fenotípica del caballo.

En el caso del caballo PRE esta metodología lleva implantada en la raza únicamente cuatro años, existiendo aún una influencia del calificador sobre los caracteres de conformación evaluados (Sánchez et al., 2010). En este trabajo se trata de determinar si sigue siendo preciso la inclusión del efecto del calificador y del concurso en la valoración genética de los caracteres morfológicos lineales en el caballo de Pura Raza Española.

MATERIAL Y MÉTODOS.

Descripción base de datos

Para realizar este estudio se ha contado con 4.158 registros de CML en PRE, pertenecientes a un total de 2.512 animales. Algunos caballos han sido calificados en distintas pruebas o concursos, en ocasiones por el mismo calificador y otras ocasiones por distintos calificadores. En concreto hay 876 animales con más de una calificación. Los resultados se han derivado de 34 concursos morfológicos, 18 tribunales de reproductores calificados y 5 pruebas de selección de caballos jóvenes en Doma Clásica, en los que han participado un total de 12 calificadores. El pedigrí fue completado con los datos disponibles en el Libro Genealógico de la raza, siendo de 12.381 los animales que integran la matriz de parentesco.

Descripción modelos de valoración genética

Se escogieron 3 variables primarias de las 31 que componen la ficha de Calificación Morfológica Lineal en el PRE (*Distancia Coxal-Babilla, Longitud de la Cabeza y Anchura de Pecho*), por ser las variables que según nuestros análisis previos han presentado menor repetibilidad entre los calificadores, y por tanto son más susceptibles de depender de factores externos al propio animal. En todos los modelos se incluyeron como efectos fijos la *edad*, el *sexo* y la *región de la ganadería criadora* del caballo participante. La metodología bayesiana, empleando el programa Threshold Model (TM) (Legarra, 2008), se utilizó para la estimación de parámetros genéticos y el cálculo de los parámetros de ajuste DIC y LogCPO. Los modelos que se compararon fueron los siguientes:

- Modelo 0: $Y_{ijko} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + \dots + An_o + e_{ijko}$.
- Modelo 1: $Y_{ijkl} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + Con_l + \dots + An_o + e_{ijkl}$.
- Modelo 2: $Y_{ijkmo} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + \dots + Cal_m + \dots + An_o + e_{ijkmo}$.
- Modelo 3: $Y_{ijkno} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + \dots + Concal_n + An_o + e_{ijkno}$.
- Modelo 4: $Y_{ijklmo} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + Con_l + Cal_m + \dots + An_o + e_{ijklmo}$.
- Modelo 5: $Y_{ijklmno} = Ed_i + Sex_j + Reg_k + Con_l + Cal_m + Concal_n + An_o + e_{ijklmno}$.

Donde:

$Y_{ijklmno}$: Carácter lineal de conformación

Ed_i : Efecto fijo de la edad del animal

Sex_j : Efecto fijo del sexo del animal

Reg_k : Efecto fijo de la región de origen de la ganadería del animal.

$Concal_n$: Efecto fijo de la combinación del calificador con el concurso.

Con_m : Efecto fijo del concurso.

Cal_l : Efecto fijo del calificador

An_o : efecto aleatorio del valor genético aditivo directo del animal (aleatorio).

$e_{ijklmno}$: efecto residual del animal (aleatorio).

La *edad*, el *sexo* y la *región* con 9, 2 y 48 niveles respectivamente, fueron los factores fijos que no variaron en los 6 modelos. La interacción del calificador-concurso (Concal) con 61 niveles se estudió en los modelos 3 y 5. El efecto fijo del calificador con 12 niveles se estudio de forma unísona en el modelo 2 y el efecto fijo del concurso con 57 niveles se estudió en el modelo 1. Ambos efectos (calificador y concurso) se estudiaron en los modelos 4 y 5.

Los modelos fueron comparados para comprobar el mayor ajuste usando dos criterios diferentes: El criterio de información de la desviación (DIC) y el logaritmo de la ordenada de predicción condicional (LogCPO).

El *Criterio de Información de la Desviación (DIC)* es una generalización de los modelos jerárquicos AIC (Criterio de información de Akaike) y BIC (Criterio de Información Bayesiano, también conocido como el Criterio de Schwarz), que fue propuesto por Spiegelhalter et al. (2002). El DIC difiere del AIC en que en vez de utilizar criterios basados en máxima verosimilitud emplea un procedimiento basado en la media de la distribución posterior del logaritmo de la verosimilitud (Sorensen, 2004). Al igual que el AIC y el BIC, se trata de una aproximación asintótica siempre que el tamaño de la muestra tienda a ser grande. Esto es válido cuando la distribución a posterior es

aproximadamente normal multivariada. El criterio DIC es una aproximación a una función de pérdida sancionada sobre la base de la desviación, con un penal derivado de un argumento de la validación cruzada (Plummer, 2008). Para un modelo particular M , el DIC se define como: $DIC = 2\bar{D} - D(\bar{\theta}_1)$

El DIC presenta un primer término relacionado con la bondad de ajuste del modelo y un segundo término que introduce una penalización debida a la mayor complejidad del modelo (número efectivo de parámetros en el modelo), siendo ésta más severa que el Factor de Bayes posterior. Modelos con menor DIC son mejores, pues indican un mejor grado de ajuste y un menor grado de complejidad (Sorensen, 2004).

Por su parte, el *logaritmo de la ordenada predictiva condicional (logCPO) (CPO: Conditional Predictive Ordinate)* (Geisser, 2003) se usa para medir la habilidad global de predicción de cada modelo. El CPO de cada observación i se calcula como:

$$CPO_i = \hat{p}(y_i | y_{-i}, M_r) = \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{1}{p(y_i | y_{-i}, \theta_r^{(j)}, M_r)} \right]^{-1}; \log[CPO_{M_r}] = \sum_{i=1}^n \log[p(y_i | y_{-i}, M_r)]$$

Donde m corresponde al número de muestras, $\theta_r^{(j)}$ es la j th McMC (Monte-Carlo Markov Chain) dibujada desde $[\theta_r | y, M_r]$ y M_r es el modelo r .

RESULTADOS Y DISCUSIÓN.

Actualmente se está realizando, de forma periódica, la evaluación de los calificadores con el fin de que en un futuro próximo se evite toda influencia del calificador, que desvirtúe la correcta expresión del fenotipo del animal en clases, así como la influencia que puede ejercer la categoría del concurso (prueba) donde se realiza el control de rendimientos morfológicos. Es frecuente que en los mejores concursos evalúen los mejores calificadores (con más experiencia), siendo importante intentar evitar que se establezca esta interacción entre los efectos del calificador y del concurso difícil de tratar.

El principal problema que planteó la inclusión del calificador y del concurso en el modelo de valoración genética fue la participación de un único calificador por prueba, salvo en los concurso morfológicos correspondientes con la final de España (SICAB), por lo que ambos efectos (concurso y calificador) pueden confundirse, resultando difícil diferenciar la influencia que ejerce el nivel del concurso y la forma de evaluar del calificador. Además, cuando un concurso se repite varios años (distintas ediciones) el calificador también suele repetirse (en un 73,06% de los casos). Otro de los problemas de este sistema es que el número de caballos evaluados por cada calificador es dispar, oscilando entre 30 animales evaluados por calificador y 1.291.

Al igual que en nuestro caso, en los modelos genéticos utilizados por distintos autores, para la estimación de los parámetros genéticos de variables morfológicas lineales (Koenen et al., 1995; Samoré et al., 1997; Rustin et al., 2009; Planic et al., 2010; Vostrý et al., 2011), también han incluido como efectos fijos la *edad*, el *sexo*, la *raza* (cuando había datos de animales procedentes de distintas razas), el *calificador*, el *año*, la *región* o la *ganadería*. En nuestros modelos hemos optado por incluir el efecto fijo *región* dada la relación que hay entre determinados calificadores con la región donde evalúa y por el hecho de que existen diferencias conformacionales entre los caballos de las distintas zonas geográficas (Valera et al., 2005). Hemos optado por la no inclusión del efecto fijo

ganadería, dado el gran volumen de ganaderías existentes (hay muy pocos caballos por ganadería) y por el desconocimiento que tiene el calificador, en el momento de realizar la evaluación, de la ganadería de procedencia del animal evaluado (no existe posibilidad de predisposición a una valoración mejor).

Similar a la medida frecuentista para comparar modelos, conocida como el Criterio de Información de Akaike, en este análisis se utilizó un estadístico bayesiano DIC. El DIC está compuesto de una medida de ajuste (la media posterior de la desviación) y una penalización sobre la complejidad del modelo (el “número efectivo de parámetros”). Diferencias en DIC de más de 7 son considerados como importantes por Spiegelhalter et al. (2002). La estimación de parámetros genéticos y los parámetros de ajuste DIC y LogCPO resultados para cada uno de los modelos se muestran en la tabla 1.

En la tabla 1 se presenta, para las tres variables de conformación evaluadas (*Distancia Coxal-Babilla*, *Longitud de la Cabeza* y *Anchura de Pecho*) los componentes de la varianza y la estimación del logCPO y el DIC. Para las tres variables, el modelo que presentó el mejor ajuste de datos según DIC fue el modelo 3 (modelo que incluyó la combinación concurso y calificador), siendo también el modelo que presentó un porcentaje mayor de varianza animal sobre la total. Además podemos observar que la heredabilidad obtenida para cada una de las variables ($h^2_{DBC}:0,15$; $h^2_{LC}:0,39$; $h^2_{AP}:0,29$) se encuentran en niveles ligeramente superiores a los encontrados en la bibliografía para estas variables desde el punto de vista zoométrico (Van Bergen y Van Arendonk, 1993; Druml et al., 2008). No obstante, según Thompson et al. (1981) los caracteres morfológicos lineales presentan una h^2 superior a las medidas zoométricas, por lo que estas h^2 son las esperadas, ya que el sistema de valoración lineal mide más variación genética y sus h^2 son significativamente mayores. También según el DIC observamos que es el modelo 0 el que muestra el peor ajuste para las tres variables, encontrándose muy subestimada el nivel de heredabilidad para las variables analizadas. Por lo tanto, parece claro que según el DIC el mejor modelo es el 3, no siendo recomendable el modelo 0, 1 y 2.

Por el contrario, observamos más discrepancias al analizar el log(CPO), ya que observamos que es el modelo 0 (modelo con menor complejidad) el que ha obtenido el valor más bajo para las variables *distancia coxal-babilla* y *anchura del pecho*, y para la variable longitud de la cabeza ha sido el modelo 5. Hay que destacar, que donde se ha encontrado una mayor diferencia ha sido en la variable *Distancia Coxal-Babilla*, ya que el logCPO ha oscilado entre -26.914 para el modelo 3 y -28.102 del modelo 0. Sin embargo, es en esta variable donde los valores de heredabilidad han oscilado, en comparación con las otras dos variables morfológicas, en menor medida en función del modelo utilizado (h^2_{DBC} de 0,15 para el modelo 3 y de 0,08 para los modelos 1 y 2).

En conclusión, podemos deducir que el mejor modelo es aquel que incluye como efecto fijo la interacción concurso-calificador (modelo 3). Probablemente a este hecho contribuya principalmente una cierta confusión entre ambos efectos debido a que en la mayoría de las pruebas actúa un único calificador, más que a una posible interacción entre ambos efectos (distinta evaluación de algunos calificadores según el concurso en el que actúen). Por ello, a la vista de estos resultados, para mejorar este sistema de evaluación, recomendamos que, además de que se realice un mayor entrenamiento y puesta en común de los calificadores (a pesar de que la repetibilidad y la reproductibilidad media conseguida es actualmente de 0,97 y 0,96 respectivamente),

que actuase más de un calificador por prueba y que no evalúen sistemáticamente los mismos calificadores en las mismas pruebas y al mismo tiempo, se favorezca la intervención de calificadores en regiones diferentes a las suyas, hasta que todos los calificadores tuviesen suficiente experiencia para poder reducir efectos en los modelos de valoración genética.

BIBLIOGRAFÍA.

- Druml T., Baumung R. Sollkner J. 2008. Morphological analysis and the effect of selection for conformation in the Noriker draught horse population. *Livest. Sci.*, 115, 118–128.
- Geisser S. 1993. Monograph on statistics and applied probability 55 in *Predictive Inference: An Introduction*. Chapman & Hall: London/New York. . p. 88-107.
- Gómez M.D., Cervantes, I., Valera, M., Molina, A. 2005. Calificación Morfológica Lineal en el caballo de Pura Raza Española. *El Caballo Español*, 2: 70-79.
- Gómez M.D., Valera M., Cervantes I., Vinuesa M., Peña F., Molina, A. 2006. Development of a linear type trait system for Spanish Purebred horses (preliminary analysis). 57th Annual Meeting of the European Association for Animal Production. Antalya, Turkey.
- Janssens S., Vandepitte W. 2004. Genetic parameters for body measurements and linear type traits in Belgian Bleu du Maine, Suffolk and Texel sheep. *Small Rumin. Res.* 54: 13-24.
- Koenen E.P.C., van Veldhuizen A.E., Brascamp E.W. 1995. Genetic parameters of linear scored conformation traits and their relation to dressage and show-jumping performance in the Dutch Warmblood Riding Horse population. *Livest. Produc. Sci.* 43(1): 85-94.
- Legarra A. 2008. TM Threshold Model. <http://acteon.webs.upv.es/>.
- Planic M., Rus J., Kovač M., Malovrh S. 2010. Estimation of dispersion parameters for linear type traits in the Haflinger horses. *Acta Agriculturae Slovenica*, 66(2):117-125.
- Plummer M. 2008. Penalized loss functions for Bayesian model comparison. *Biostatistics.* 9(3), 523-539.
- Rustin M., Janssens S., Buys N., Gengler N. 2009. Multi-trait animal model estimation of genetic parameters for linear type and gait traits in the Belgian Warmblood horse. *J. Anim. Breed. Genet.*, 126(5):378-386.
- Samoré A.B., Pagnacco G., Miglior F. 1997. Genetic parameters and breeding values for linear type traits in the Haflinger horse. *Livest. Prod. Sci.*, 52(2):105-111.
- Sánchez M.J., Gómez M.D., Azor P.J., Molina A., Valera M. 2010. Breeding evaluation of the linear conformation traits analyzed in Spanish Purebred Horse (PRE). 61th Annual Meeting of the European Association for Animal Production. Heraklion, Greece.
- Sorensen D., 2004. <http://www.dcam.upv.es/acteon/docs/modselmaster.pdf>
- Spiegelhalter D.J., Best N.G., Carlin B.P., Van der Linde A., 2002. Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion). *J. Royal Stat. Soc., B* 64: 583-639.
- Thompson J.R., Freeman A.E., Wilson D.J., Chapin C.A., Berger P.J., Kuck A. 1981. Evaluation of a Linear Type Program in Holsteins. *J. Dairy Science*, 64 (7): 1610-1617.
- Thompson J.R., Lee K.L., Freeman A.E., Jonson L.P. 1983. Evaluation of a Linearized Type Appraisal System for Holstein Cattle. *J. Dairy Science*, 66: 325-331.

- Valera M., Gessa J.A., Gómez M.D., Horcada A., Medina C., Cervantes I., Goyache F., Molina, A. 2005. Preliminary analysis of the Morphofunctional evaluation in horseshow of the Spanish Purebred (Andalusian) horse. 56th Annual Meeting of the European Association for Animal Production. Uppsala.
- Van Bergen H.M.M., Van Arendonk J.A.M. 1993. Genetic parameters for linear type traits in Shetland ponies. *Livest. Prod. Sci.*, 36, 273–284.
- Veerkamp R.F., Gerritsen C., Koenen E., Hamoen A., De Jong G. 2002. Evaluation of Classifiers that Score Linear Type Traits and Body Condition Score using Common Sires. *J. Dairy Science*, 85: 976-983.
- Vostrý L., Capková Z., Příbyl J., Mach K. 2011. Analysis of Czech cold-blooded horses: Genetic parameters, breeding value and the influence of inbreeding depression on linear description of conformation and type characters. *Czech J. Anim. Sci.* 56(5):217-230.

Tabla 1. Componentes de la varianza, estimaciones de Monte Carlo del logaritmo de la ordenada de predicción condicional (log CPO) y criterio de información de la desviación (DIC) para los 6 modelos considerados en las tres variables de conformación

		Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	N efectos	5	6	6	6	7	8
DCB	DIC	1.662.587	1.410.130	1.403.302	1.260.350	1.276.226	1.279.133
	LogCPO	-28.102	-26.969	-26.922	-26.914	-27.776	-27.008
	VAR_{ANI}	0,11±0,02	0,05±0,01	0,06±0,01	0,08±0,01	0,08±0,02	0,08±0,01
	VAR_{RESIDUAL}	1,15±0,03	0,62±0,02	0,62±0,02	0,44±0,01	0,46±0,01	0,46±0,01
	% VAR_{ANI}	8,73%	7,46%	8,82%	15,38%	14,81%	14,81%
	h²±error	0,09±0,01	0,08±0,02	0,08±0,01	0,15±0,02	0,14±0,02	0,13±0,02
LC	DIC	1.481820	1.290.947	1.218.847	1.176.406	1.178.249	1.176.408
	LogCPO	-28.604	-28.855	-29.122	-29.578	-29.539	-29.622
	VAR_{ANI}	0,23±0,02	0,22±0,01	0,24±0,02	0,23±0,01	0,23±0,02	0,23±0,01
	VAR_{RESIDUAL}	0,74±0,02	0,47±0,01	0,40±0,01	0,36±0,01	0,36±0,01	0,36±0,01
	% VAR_{ANI}	23,71%	31,88%	37,50%	38,98%	38,98%	38,98%
	h²±error	0,24±0,02	0,31±0,02	0,37±0,02	0,39±0,02	0,39±0,02	0,39±0,02
AP	DIC	1.585.442	1.371.479	1.382.536	1.335.798	1.346.963	1.335.818
	LogCPO	-28.960	-28.683	-28.633	-28.936	-28.833	-28.934
	VAR_{ANI}	0,27±0,03	0,21±0,06	0,22±0,02	0,22±0,02	0,21±0,02	0,22±0,02
	VAR_{RESIDUAL}	0,95±0,02	0,57±0,01	0,59±0,02	0,52±0,01	0,54±0,01	0,52±0,01
	% VAR_{ANI}	22,13%	26,92%	27,16%	29,73%	28,00%	29,73%
	h²±error	0,21±0,02	0,27±0,02	0,27±0,02	0,29±0,02	0,29±0,02	0,29±0,02

DCB=Distancia Coxal-babilla, LC=Longitud del Cuello, AP= Anchura de Pecho,
% VAR_{ANI}= Porcentaje de la varianza animal respecto a la varianza fenotípica total