

ESTIMADORES DE ÍNDICES DE CONSTANCIA PARA CARACTERÍSTICAS DE LA CAMADA AL NACIMIENTO E INTERVALO ENTRE PARTOS DE CERDAS UTILIZANDO APROXIMACIONES DE MÁXIMA VEROSIMILITUD RESTRINGIDA Y BAYESIANAS

Repeatability Estimates of Litter Traits at Birth and Farrowing Intervals of Sows Using Restricted Maximum Likelihood and Bayesian Approaches

José Candenario Segura-Correa ^{1*}, Alejandro Alzina López ¹, Enrique Ek Mex ¹ y Segura-Correa Víctor Manuel ²

¹ Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Autónoma de Yucatán, Km 15.5 carretera Mérida-Xmatkuil, AP 4-116, Mérida, Yucatán, México. ² Centro de investigación regional del Sureste, INIFAP km 25, carretera Mérida-Motul, C.P. 97454, Mocoohá, Yucatán, México. jose.segura52@hotmail.com

RESUMEN

El objetivo fue estimar los índices de constancia para el número de lechones nacidos vivos (LNV), peso de la camada al nacer (PCN) e intervalo entre partos (IEP) mediante aproximaciones de máxima verosimilitud y Bayesianas, en una granja porcina comercial en el trópico subhúmedo de México. Para LNV y PCN se utilizaron los datos de 2.253 camadas de 424 cerdas, mientras que para el IEP se utilizaron 1.829 datos de 368 cerdas. El modelo estadístico que describió las variables de respuesta incluyó los efectos fijos de año de parto (2004-2008), época de parto (seca, lluvia, nortes), número de parto (1-9), la interacción año por época, y los efectos aleatorios de cerda y residual. Los índices de constancia se calcularon utilizando procedimientos Bayesianos y de máxima verosimilitud restringida. Los índices de constancia e intervalos de confianza al 95% para ambos procedimientos fueron similares. Los índices de constancia para LNV, PCN e IEP fueron 0,12; 0,14 y 0,03, respectivamente. En conclusión, el enfoque Bayesiano no proporcionó ventaja alguna sobre el enfoque de máxima verosimilitud restringida. Los bajos índices de constancia estimados para las características estudiadas enfatizan la importancia de obtener múltiples registros antes de que se realice el desecho de las cerdas menos productivas.

Palabras clave: Número de lechones nacidos vivos, peso de la camada al nacer, trópico, cerdas, Bayes, máxima verosimilitud.

ABSTRACT

The objective of this study was to estimate the repeatabilities for the number of piglets born alive (NBA), litter weight at birth (LWB) and farrowing interval (FI) using restricted maximum likelihood and Bayesian approaches, in a commercial pig farm in the tropical subhumid of Mexico. Data from 2,253 litters from 424 sows for NBA and LWB, and 1,829 litters from 368 sows for FI were used. The statistical model that described the response variables included the fixed effects of year of farrowing (2004-2008), season of farrowing (dry, rainy, windy), farrowing number (1-9), year x season interaction, and the random effects of sow and the residual. Repeatabilities were calculated using Bayesian and restricted maximum likelihood procedures. Repeatabilities and 95% confidence intervals for both procedures were similar. Repeatabilities for NBA, LWB and FI were 0.12, 0.14 and 0.03, respectively. In conclusion, the Bayesian approach did not provided any advantage on the restricted maximum likelihood approach. The low estimated repeatabilities for the traits here studied emphasize the importance of multiple records before sow culling can be carried out.

Key words: Number of piglets born alive, litter weight at birth, tropics, sows, Bayes, retriected maximum likelihood.

INTRODUCCIÓN

Algunas características medibles en los animales, tales como la producción de leche, el intervalo entre partos y el tamaño de camada en las cerdas (*Sus scrofa*), varían de un par-

to a otro y pueden ser afectados por factores, tales como la edad, la época del año, la raza, etc. Dichos cambios pueden ser debidos a efectos ambientales o genéticos. Aunque los valores de una característica dada para un animal en un lote cambia de un parto a otro o de un período a otro, es común que aquellos animales con los valores más altos en un periodo permanezcan en el tope, mientras que los animales con los valores más bajos permanezcan en el rango más bajo. Rara vez, la cerda que tenga la camada más grande, tendrá la camada más grande el próximo parto, pero estará entre las mejores, si no se presentan factores, tales como enfermedades, que la afecten [15]. Cuando se seleccionan animales, se espera elegir a los mejores a una edad temprana, y ganar en productividad, porque retienen esa superioridad durante su vida. Es por tanto, importante medir la magnitud con la cual es probable que suceda. Para ello se calcula el índice de constancia. Este determina el valor más alto posible del índice de herencia, por lo tanto un valor bajo del índice de constancia (cercano a 0) indica que la característica es poco heredable, mientras que un valor alto (cercano a 1) indica que ésta es altamente heredable. Asimismo, el índice de constancia es necesario para calcular la ganancia en precisión esperada cuando se realizan mediciones repetidas en una misma característica. Si éste es alto, se ganará poco en exactitud, pero si es bajo se ganará más, debido a la reducción de la variación ambiental temporal [6].

Dado que el valor de una característica de interés económico es función de las frecuencias génicas y del ambiente, los promedios, varianzas, índices de constancia e índices de herencia cambian de una población a otra; por lo tanto, es deseable estimarlos para cada población animal. Existen diversos procedimientos estadísticos para estimar los índices de constancia de una característica, siendo el más común el uso de procedimientos de máxima verosimilitud, aunque otra alternativa la constituyen los métodos bayesianos [16].

El tamaño y peso de camada al nacer y el intervalo entre partos de las cerdas son características de importancia económica en la industria porcina, y debido a los cambios en manejo y genética de los cerdos con el transcurso de los años, es deseable estimar sus índices de herencia y constancia, ya que esto permitiría estimar los valores genéticos y predichos de las cerdas [6, 17]. En hatos comerciales de cerdos, la reproducción se realiza mediante inseminación artificial (IA) utilizando semen de varios verracos, por lo tanto es difícil atribuir quien es el padre de los lechones de una camada, lo que imposibilita estimar el índice de herencia de algunas variables reproductivas de interés económico. Sin embargo, es común tener información de cada uno de los partos de las cerdas, por lo que es posible calcular el índice de constancia. El objetivo de este estudio fue estimar el índice de constancia de características de la camada al nacimiento y del intervalo entre partos mediante aproximaciones de máxima verosimilitud restringida y Bayesiana, en un sistema de producción porcino en el trópico subhúmedo de México.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizaron los datos de una granja porcina de la zona centro del estado de Yucatán, México localizada a 21°09', 21°28' LN y 88°24' y 88°24' LO. El clima de la región es tropical subhúmedo con lluvias en verano, con temperatura promedio anual de 26°C, precipitación pluvial media de 984 mm y humedad relativa mayor del 70% [7].

La granja objeto de estudio era de ciclo completo con 350 vientres; producía sus propios reemplazos y se practicaban las cuarentenas externa e interna. La reproducción se realizaba mediante IA y monta natural. Las cerdas recibían tres IA con semen de diferentes verracos, por lo cual no se conocía la identidad del padre de la camada y no se pudieron estimar los índices de herencia. Las cerdas recibían de 2,6 a 3,2 kg/día de un alimento con 3.000 kcal EM/kg, 16% de proteína cruda y 0,8% de lisina según su peso vivo.

Los datos se obtuvieron de los registros productivos del 2003 a 2008 capturados en el programa PigCHAMP® (Universidad de Minnesota, 2004) Se utilizó la información de la identificación de la cerda, fecha de parto, número de parto, lechones nacidos vivos por parto (LNV) y peso de la camada al nacimiento (PCN). Para las variables LNV y PCN se utilizó la información de 2.253 camadas de 424 cerdas; mientras que para el IEP se utilizaron 1.829 datos de 368 cerdas.

Análisis estadístico

Se utilizó un modelo mixto con medidas repetidas que describió las variables de respuesta, el cual incluyó los efectos fijos de año de parto (2004-2008), época de parto (seca, lluviosa, nortes), número de parto (1-9), y la interacción año por época, y los efectos aleatorios de cerda y el residual NID (0, σ^2). La época seca comprendió los meses de febrero a mayo, la época lluviosa, de junio a septiembre y la época de nortes (lluvias y viento), de octubre a enero. Los componentes de varianza, índices de constancia (r_e) e intervalos de credibilidad (95%) del modelo Bayesiano, fueron obtenidos mediante la opción PRIOR del procedimiento MIXED [13], usando distribuciones *a priori* no informativas (Jeffreys), las cuales se basaron en el valor promedio de cada muestra *a posteriori* de tamaño 50.000, generadas por el algoritmo de Cadenas Independientes [13]. Para reducir la autocorrelación entre muestras se eliminaron las primeras 5.000 de cada cadena (burn-in=5000). La convergencia de los modelos fue examinada chequeando visualmente las gráficas de series de tiempo de cada parámetro. Para propósitos de comparación, también se estimaron los componentes de varianza mediante procedimientos de máxima verosimilitud restringida (REML). Para la metodología REML, las r_e e intervalos de confianza se calcularon a partir de los componentes de varianza proporcionados por el procedimiento MIXED [13], de acuerdo con la fórmula proporcionada por Becker [2].

$$r_e = \frac{\sigma_d^2}{\sigma_d^2 + \sigma_e^2} \left(\frac{(1-r_e)(1+(k-1)r_e)}{\sqrt{\frac{k(k-1)(d-1)}{2}}} \right)$$

donde: EEr_e = error estándar del índice de constancia; d =número de cerdas; k = número de partos por cerda; r_e = índice de constancia.

La Figura para la ganancia en exactitud para cada característica fue trazada de acuerdo con los resultados de aplicar la fórmula proporcionada por Falconer y Mackay [6]:

$$\frac{VP(n)}{VP} = \frac{1+r_e(n-1)}{r_e}$$

donde: VP = varianza fenotípica debida a una sola medición; $VP(n)$ =a varianza fenotípica debida a n mediciones.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la TABLA I se presentan las estimaciones de los componentes de varianza, índices de constancia e intervalos de credibilidad o intervalos de confianza para los caracteres de interés usando enfoques Bayesiano y REML. Los estimadores de los componentes de varianza e índice de constancia fueron consistentes y sin autocorrelación (gráficos no mostrados). Ambos procedimientos dieron r_e e intervalos de credibilidad (confianza) similares, aunque, estos últimos, fueron ligeramente mayores para el método REML. Cuando el tamaño de muestra es grande, la metodología Bayesiana a menudo proporciona resultados para modelos paramétricos que son similares a los resultados producidos por la metodología de máxima verosimilitud [13]. El cálculo de los componentes de varianza, r_e e intervalos de credibilidad (95%) mediante el enfoque Bayesiano, para una variable de respuesta, tomó aproximadamente una hora (en una computadora con 2Gb de RAM); mientras que el cálculo de los componentes de varianza para estimar el r_e mediante el procedimiento REML utilizó menos de un minuto, ello muestra que los procedimientos Bayesianos en SAS [13] requieren de mayor memoria o tiempo computacional. Los esti-

madores de los componentes de varianza e índice de constancia obtenidos mediante la metodología Bayesiana fueron consistentes y sin autocorrelación (gráficos no mostrados).

Son pocos los reportes en la literatura que notifican los índices de constancia para LNV, PCN e IEP. El r_e para NLV, en este estudio (0,12), es menor que el reportado previamente por Adeoye y col. [1] para cerdos nativos de Nigeria (0,27). También es menor a los r_e calculados en el presente estudio, a partir de los componentes de varianza de los resultados de Siewerdt y col. [12], quienes utilizaron un modelo semental (0,16), y a los r_e obtenidos a partir de los componentes de varianza reportados para las razas Landrace (0,17) y Yorkshire (0,15) utilizando un modelo multivariado [14]. Kyung-Soo [8] reporta r_e de 0,17 a 0,20 para las razas Landrace and Yorkshire en Corea. Sin embargo, el índice de constancia para NLV fue similar al calculado (0,12) de los componentes de varianza en un estudio [10] en Croacia; aunque ligeramente superior al reportado (0,09) por Nguyen y col. [11] en Australia. Diferencias en los estimadores de estos parámetros pudieran deberse a diferencias entre genotipos, pero principalmente, a las condiciones ambientales y de manejo bajo los cuales se explotaban y a los métodos estadísticos utilizados.

El r_e , aquí estimado para PCN es mayor que el calculado por Adeoye y col. [1] en Nigeria (0,11), pero menor al obtenido a partir de los resultados de Siewerdt y col. [12] en Brasil (0,19). Asimismo es mayor que el reportado (0,12) por Ehiobu y Kyado [5]. Como se mencionó anteriormente, para NLV las diferencias en los valores del r_e pudieran deberse a diferencias entre líneas genéticas comerciales, a las condiciones ambientales y de manejo, o bien, a los métodos estadísticos utilizados.

El r_e estimado en este estudio (0,03) para IEP es menor a los calculados (0,05-0,7) por Cavalcante-Neto y col. [3] usando un modelo animal completo. Asimismo, es menor a los r_e reportados para el intervalo destete-estro por Leite y col. [9] y por Chansomboon y col. [4]. Estos resultados indican que los efectos ambientales temporales son más importantes que los efectos genéticos y ambientales permanentes, lo que sugiere la mejora en los programas de manejo y alimentación del hato para obtener mayores beneficios económicos.

Los bajos r_e aquí estimados para las características de la camada al nacimiento e IEP enfatizan la importancia de múlti-

TABLA I
COMPONENTES DE VARIANZA, ÍNDICES DE CONSTANCIA E INTERVALOS DE CONFIANZA (IC95%) PARA EL NÚMERO DE LECHONES NACIDOS VIVOS (LNV), PESO DE LA CAMADA LA NACER (PCN) E INTERVALO ENTRE PARTOS (IEP) UTILIZANDO DOS MÉTODOS

Rasgo	Método Bayesiano				Método REML			
	σ_d^2	σ_e^2	r_e	IC95%	σ_d^2	σ_e^2	r_e	IC95%
LNV	0,8961	6,555	0,121	0,085-0,155	0,8909	6,5604	0,120	0,082-0,158
PCN	2,1036	13,182	0,137	0,100-0,175	2,0951	13,191	0,138	0,099-0,177
IEP	16,544	606,3	0,026	0,008-0,057	16,453	605,5	0,026	0,0- 0,061

σ_d^2 = componente de varianza entre cerdas; σ_e^2 = componente de varianza dentro de cerdas; r_e = índice de constancia.

ples registros por cerda para mejorar la confianza y la exactitud en la predicción de la habilidad más probable de una cerda en las poblaciones porcinas [6]. Basado en una ganancia de la razón fenotípica (varianza de mediciones múltiples/varianza de una medición) de al menos 10%, tres mediciones del LNV, PCN y IEP son necesarias para mejorar la exactitud de las evaluaciones del mejor valor predictivo de las cerdas (FIG. 1), con el propósito de mejorar el comportamiento reproductivo del hato. Resultados similares reporta Adeoye y col. [1], quienes sugieren al menos evaluar dos o tres camada por cerda, al nacimiento y al destete.

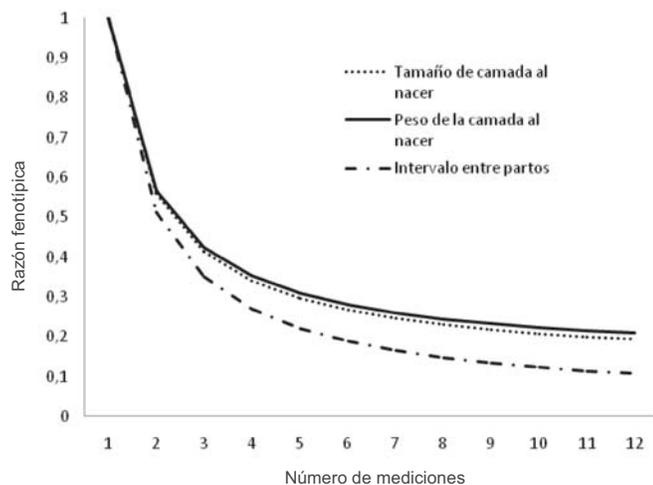


FIGURA 1. GANANCIA EN EXACTITUD PARA CARACTERÍSTICAS DE LA CAMADA AL NACIMIENTO E INTERVALO ENTRE PARTOS COMO RESULTADO DE MEDICIONES MÚLTIPLES.

CONCLUSIONES

Bajo las condiciones de este estudio la metodología Bayesiana y de máxima verosimilitud restringida, dieron resultados similares. Los bajos índices de constancia de los caracteres de la camada al nacimiento y del IEP enfatizan la importancia de obtener múltiples registros. Los índices de constancia estimados podrían ser utilizados para el cálculo del valor predicho de las cerdas en programas de desecho, con el propósito de hacer más eficiente la granja.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

[1] ADEOYE, A.A.; ADEOGUN, I.O.; AKINOKUN, J.O. Repeatability of litter traits of Nigerian indigenous sows. 2003. Liv. Res. Rural Develop. 15(2):1-6. En línea: <http://www.lrrd.org/lrrd15/2/adeo152.htm> 17-11-2012.

[2] BECKER, W.A. Repeatability. In: **Manual of Quantitative Genetics**. 5th Ed. Academic Enterprises, Pullman, Washington 191 pp. 1992.

[3] CAVALCANTE-NETO, A.; LUI, J.F.; SARMENTO, J.L.R.; RIBEIRO, M.N.; MONTEIRO, J.M.C.; FONSECA, C.; TONHATI, H. Estimation models of variance components for farrowing interval in swine. **Braz. Arch. Biol. Technol.** 52(1): 69-76. 2009.

[4] CHANSOMBOON, C.; ELZO, M.A.; SUWANASOPEE, T.; KOONAWOOTRITTRIRON, S. Estimation of genetic parameters and trends for weaning-to-first service interval and litter traits in a commercial landrace-large white swine population in northern Thailand. **Asian-Aust. J. Anim. Sci.** 23: 543-555. 2010.

[5] EHIOLU, N.G.; KYADO, J.A. Heritability, Repeatability and Genetic correlation of Swine. **Proceedings of the 25th Annual Conference of Nigerian Society for Animal Production (NSAP)**. Umudike 03-19-22 Nigeria Pp 260-261. 2000.

[6] FALCONER, D.S.; MACKAY, T.F.C. Varianza. En: **Introducción a la Genética Cuantitativa**. 4^a Ed. Editorial Acribia, Zaragoza, España, 469 pp. 1996.

[7] INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA GEOGRAFÍA E INFORMÁTICA (INEGI). Datos Geográficos 2010. En línea: http://mapserver.inegi.gob.mx/geografia/espanol/datosgeogra/basicos/estados/yuc_geo.cfm 17/11/2012.

[8] KYUNG-SOO, L.; JONG-BOK, K.; JEONG-KOO, L. Estimation of genetic parameters for litter size and sex ratio in Yorkshire and Landrace pigs. **J. Anim. Sci. Tech.** 52(5): 349-356. 2010.

[9] LEITE, C.D.S.; LUI, J.F.; ALBUQUERQUE, L.G.; ALVES, D.N.M. Environmental and genetic factors affecting the weaning-estrus interval in sows. **Genet. Mol. Res.** 10 (4): 2692-2701. 2011.

[10] LUKOVIC, Z.; UREMOVIC, M.; KONJACIC, M.; UREMOVIC, Z.; VINCEK, D. Genetic Parameters for Litter Size in Pigs Using a Random Regression Model. **Asian-Aust. J. Anim. Sci.** 20(2): 160-165. 2007.

[11] NGUYEN, N.H.; MCPHEE, C.P.; WADE, C.M. Genetic variation and responses in reproductive performance of sows in lines selected for growth rate under restricted feeding. **Anim. Sci.** 82: 7-12. 2006.

[12] SIEWERDT, F.; CARDELLINO, R.A.; DA ROSA-COSTA, V. Genetic parameters of litter traits in three pig breeds in southern Brazil. **Rev. Bras. Genet.** 18(2): 199-205. 1995.

[13] STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM INSTITUTE (SAS). SAS/STAT User's Guide, Cary, North Carolina, Pp 3885-4086 Version 9.2. 2008.

[14] SU, G.; LUND, M.S.; SORENSEN, D. Selection for litter size at day five to improve litter size at weaning and piglet survival. **J. Anim. Sci.** 85:1385-1392. 2007.

- [15] TURNER, H.N.; YOUNG, S.Y. Repeatability. In: **Quantitative Genetics in Sheep Breeding**. Cornell University Press. Ithaca, New York. 332 pp. 1969.
- [16] WANG, C.S.; RUTLEDGE, J.J.; GIANOLA, D. Bayesian analysis of mixed linear model via Gibbs sampling with an application to litter size in Iberian pigs. **Genet. Sel. Evol.** 26: 91-102. 1994.
- [17] WARWICK, E.L.; LEGATES, J.E. Genética cualitativa en la cría de animales. En: **Cría y Mejora del ganado**. 3a. Ed. McGraw-Hill, México D.F pp 92-141. 1980.