

COMPONENTES DE (CO)VARIANZA y PARÁMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRECIMIENTO EN ANIMALES MESTIZOS DE DOBLE PROPÓSITO

(Co)Variance Component and Genetic Parameters for Growth Traits in Dual Purpose Crossbred Cattle

José Aranguren-Méndez^{1*}, Rafael Román Bravo¹, Yenen Villasmil Ontiveros¹, Zuleima Chirinos de Faría², Juan Romero³ y Eleazar Soto Belloso^{1,3}

¹Facultad de Ciencias Veterinarias. ²Facultad de Agronomía. Universidad del Zulia. Maracaibo, Venezuela.

³Fundación GANADOBLE. E-mail: atilioaranguren@icnet.com.ve

RESUMEN

Los componentes de (co)varianza y parámetros genéticos para las características de crecimiento fueron estimados en una población de animales cruzados, provenientes de un programa de cruzamientos alternos entre las razas Brahmán y Holstein, en dos rebaños de doble propósito afiliados a la fundación GANADOBLE y mantenidos bajo condiciones tropicales en el estado Zulia, Venezuela. Análisis univariados fueron efectuados usando el método de máxima verosimilitud restringida (REML), con un algoritmo libre de derivadas con los programas MTDFREML. Las características incluidas en los análisis fueron: peso al nacer (PN, n = 11587), pesos ajustados para cada animal a los 244 (P244, n = 4412), 365 (P365, n = 5774) y 548 (P548, n = 3720) días, respectivamente. El modelo mixto usado incluyó como parte aleatoria los efectos aditivos directo y materno, se admitió una posible covarianza entre ellos, la cual se asumió proporcional al numerador de la matriz de parentesco, el efecto materno permanente y el residual, los últimos se suponen no correlacionados con ninguno de los otros efectos. La parte fija incluyó el sexo del animal, el rebaño-año-época de nacimiento, la predominancia racial y la edad de la madre, incluida esta última sólo en PN, P244 y P365. Los parámetros genéticos estimados fueron: índice de herencia directa, $0,24 \pm 0,05$; $0,17 \pm 0,06$; $0,17 \pm 0,06$ y $0,38 \pm 0,10$, índice de herencia materna, $0,04 \pm 0,02$; $0,12 \pm 0,12$; $0,17 \pm 0,08$ y $0,03 \pm 0,07$, maternal permanente, $0,04 \pm 0,02$ $0,00 \pm 0,00$, $0,05 \pm 0,05$ y $0,05 \pm 0,05$, para las características PN, P244, P365 y P548, respectivamente. Las correlaciones entre los efectos aditivos fueron: $0,03 \pm 0,24$; $-0,16 \pm 0,49$; $-0,63 \pm 0,17$

y $-0,85 \pm 0,82$. Los datos obtenidos evidencian que existe suficiente variación aditiva como para obtener respuesta a la selección en cualquiera de esas fases de crecimiento y que los efectos maternos pudieran ser de importancia, manteniéndose inclusive hasta edades próximas al año. No obstante, es recomendable continuar con este tipo de investigación con la finalidad de evaluar la significancia estadística de esos efectos. Por otro lado, los estimadores de las correlaciones entre los efectos aditivos sugieren que se deben hacer esfuerzos para la toma de registros y su posterior reporte, a objeto de evitar errores en la estimación de los parámetros genéticos y predicción de los valores de cría.

Palabras clave: Modelo animal, componentes de (co)varianza, cruzamientos alternos, doble propósito, bovino.

ABSTRACT

(Co)variance components for growth traits were estimated for a crossbred population, resulting from a crisscrossing program of the Brahman and Holstein breeds, in two dual purpose herds affiliated to the GANADOBLE foundation, in a tropical environment in Zulia state, Venezuela. Single trait analyses were carried out by using Restricted Maximum Likelihood (REML) and the derivative-free algorithm using the MTDFREML computer package. Traits were: birth weight (PN, n = 11587) and weights adjusted to 244 (P244, n = 4412), 365 (P365, n = 5774), and 548 (P548, n = 3720) days of age. The random part of the mixed model included the direct and maternal additive genetic effects, allowing a nonzero covariance between them, which in turn was assumed to be proportional to the numerator relationship matrix, the permanent environment due to the dam and

the residual. The fixed part included the effects of sex, herd-year-season, predominant breed composition and parity number of the dam, the later only for PN, P244 and P365. Parameter estimates were: direct additive heritabilities, 0.24 ± 0.05 ; 0.17 ± 0.06 ; 0.17 ± 0.06 and 0.38 ± 0.10 , maternal additive heritabilities, 0.04 ± 0.02 ; 0.12 ± 0.12 ; 0.17 ± 0.08 and 0.03 ± 0.07 , permanent maternal, 0.04 ± 0.02 , 0.00 ± 0.00 , 0.05 ± 0.05 and 0.05 ± 0.05 , for PN, P244, P365 and P548 respectively. Corresponding correlation between the additive genetic effects were: 0.03 ± 0.24 ; -0.16 ± 0.49 ; -0.63 ± 0.17 and -0.85 ± 0.82 . Most of the genetic parameters were similar to those found in other populations. Even when the data suggest that there is enough additive difference among animals as to select in any of these traits and that the additive maternal effects seemed to be important from birth up to 365 day of age, further research is needed in this population in order to assess the statistical significance of those effects. In addition, estimates of the correlation between the animal effects suggest that care must be taken for record keeping and reporting in order to avoid any bias in estimating the genetic parameters and predicting the breeding values.

Key words: Animal model, variance components, criss-crossing, dual purpose, cattle.

INTRODUCCIÓN

En el trópico los cruzamientos entre razas taurinas (*Bos taurus*) y cebuínas (*Bos indicus*) responden a una necesidad creada por el dilema de que el fenotipo es producto de una interacción entre el genotipo y el ambiente, habiéndose demostrado una inadaptación del genotipo exótico taurino en condiciones de pureza. Además, dichos cruzamientos, obedecen a una estrategia para incrementar los niveles de producción, ya que los cruces taurus-índicos en estas regiones resultan la vía más expedita para mantener en los rebaños efectos genéticos aditivos y heteróticos, tanto para la producción de leche, como de carne [3].

En Venezuela, la situación no es distinta y a pesar de contar con un rebaño criollo nacional, que presenta excelente adaptación al medio, no es menos cierto, que muestra disminuidas tasas de crecimiento y de producción láctea; razón por la cual, se han venido realizando cruces entre razas taurinas (Holstein y/o Pardo Suizo) con cebuínas (Brahman, Gyr) y/o locales (Limonera, Carora), con el objetivo principal de incrementar esos niveles de adaptación [1, 2]. En la actualidad esa ganadería mestiza taurus-indicus de doble propósito conforma más del 60% del rebaño nacional y cerca del 95% en la región occidental del país y aporta a su vez 90% de la producción láctea y el 45% de la carne a nivel nacional [16].

La estimación de los parámetros genéticos constituye una herramienta para lograr un diseño más eficiente en la evaluación genética de los rebaños y se convierte en una estrategia para una mejor utilización de la variación en la mejora ge-

nética. Tanto los efectos aditivos (directos y maternos), así como, los no aditivos, para los pesos en animales jóvenes son importantes para precisar esa variabilidad en los caracteres de crecimiento en el bovino y utilizar esa información en la mejora del rebaño [14].

Conocer los efectos maternos en el crecimiento de animales jóvenes es de vital importancia para mejorar la producción animal. Por lo tanto, para tener un programa óptimo de mejora para crecimientos tempranos en la vida del animal, se requiere conocer los parámetros que involucran la influencia en conjunto de los efectos genéticos y los ambientales con el potencial de crecimiento individual (directo) y la habilidad materna [9].

De acuerdo a Murpey (citado por Ferraz y col., 2004 [8]), se hace necesario considerar el efecto materno en el modelo de análisis, dado que el mismo está presente desde la etapa embrionaria intrauterina, pasando por las etapas fetales de gestación hasta después del nacimiento. El efecto materno se expresa como una respuesta a la cantidad y calidad de protección que le proporciona la madre a su cría, a través de su conducta, por medio de la inmunidad pasiva que ésta le trasmite, la habilidad para adaptarse al medio ambiente y la producción de leche.

En la actualidad, los modelos estadísticos usados para analizar la influencia materna en los caracteres de crecimiento (ej. peso al nacer, destete y posdestete) típicamente incluyen los efectos directos y maternos, así como, el efecto ambiental permanente de la vaca [7, 10]. La importancia de la influencia materna en el crecimiento de animales jóvenes ha sido reconocida desde hace mucho tiempo [13], indicándose que muchas veces este efecto (materno) resulta más importante incluso que el mismo efecto genético directo, sobre todo en etapas tempranas del animal y en especial si los individuos lactan con sus madres. Durante el período posdestete, este efecto va disminuyendo y el efecto directo de los genes que influyen sobre el crecimiento asume una importancia primaria [5, 6].

En este estudio preliminar se trata de estimar las varianzas y covarianzas genéticas aditivas directas y maternas, los índices de herencia y correlaciones para los pesos al nacer, los pesos ajustados a 244; 365 y a 548 días de edad, en un grupo de animales mestizos doble propósito de la región occidental de Venezuela, con la finalidad de ser usados para la toma de decisiones en los programas de mejoramiento genético.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los pesos al nacer (PN; $n = 11587$), a los 244 días (P244; $n = 4412$), al año (P365; $n = 5774$) y a los 18 meses de edad (P548; $n = 3720$) en animales mestizos doble propósito fueron estudiados, con el objeto de estimar los componentes de varianza y covarianza bajo la metodología de máxima verosimilitud restringida (REML) y el algoritmo libre de derivadas,

usando un modelo animal. Todos los análisis fueron realizados con los programas de análisis de múltiples caracteres mediante máxima probabilidad libre de derivadas del inglés *multiple trait derivative free restricted maximum likelihood* (MTDFREML) [4]. El código fuente de los programas para el cálculo de la matriz de relación y su inversa, el correspondiente a la preparación de los datos, así como, para la estimación de componentes de varianza-covarianza y predicción de valores de cría, fueron compilados de acuerdo a la dimensión máxima del problema usando el programa Fortran Power Station® versión 4,0 en el computador personal Pentium IV dotado de 1 Gb RAM y 40 Gb en HD perteneciente al laboratorio de la cátedra de Genética de la Facultad de Ciencias Veterinarias de la Universidad del Zulia.

Los registros analizados en esta investigación provienen de animales mestizos de doble propósito originados principalmente por el cruzamiento entre las razas Brahman (rojo) y Holstein (rojo) y provenientes de dos fincas de la Agropecuaria Santa Ana CA, entre los años 1997 y 2004, adscrita a la asociación de criadores GANADOBLE.

La evaluación se realizó a partir de la base de datos aportados por la fundación GANADOBLE, provenientes de las fincas antes mencionadas, las cuales se encuentran localizadas en los municipios Machiques y Rosario de Perija del estado Zulia al oeste del país. La primera se ubica en una zona de vida bosque sub-húmedo tropical con temperatura promedio de 28,3°C y una precipitación anual de 1953 mm/año, con un régimen bimodal y dos picos máximos de lluvia que ocurren entre los meses de mayo y octubre y donde predominan potreros de pasto Alemán (*Echinochloa polystachya*). La segunda finca se localiza en una zona de vida correspondiente a bosque seco tropical, con temperatura y precipitaciones media de 28,7°C y 1447 mm/año, respectivamente, al igual que la anterior con picos máximos de lluvia en mayo y octubre, en la cual predominan potreros con pastos Guinea (*Panicum maximun*) y Humidícola (*Braquiaria humidicola*).

El manejo de los animales consistió principalmente en ordeño manual con apoyo del becerro, razón por la cual el efecto materno juega un rol importante hasta cercano a los 8 meses de edad o bien a los 7 meses de gestación que presenta la vaca, momento este cuando ocurre el destete del becerro.

Las condiciones agroecológicas antes referidas, hace que el programa de mejoramiento genético sea diferente en cada una de ellas: en la finca 1, esta basado en un programa de cruzamientos alternos, por lo cual existen dos agrupaciones raciales principalmente, la predominante Brahmán (BH) y la predominante Holstein (HB), a pesar de que existió en el pasado la participación de otras razas, en la actualidad el rebaño está estabilizado alrededor de una proporción 2/3:1/3 de cada una de las razas utilizadas, dependiendo del reproductor usado en la última generación. En la finca 2, el programa está basado en cruzamientos con utilización de toros mestizos.

En ambas fincas, el programa reproductivo se sustenta principalmente en la inseminación artificial (IA), no obstante, para aquellos animales que no logren concebir al tercer servicio se usan toros en monta natural controlada, especialmente con sementales de la raza Brahmán rojo producidos en un centro de cría propio.

De acuerdo al régimen pluvial y consecuentemente de la disposición de forrajes para los animales durante el año, se procedió a dividir el mismo en cuatro épocas climáticas: época 1 (diciembre, enero, febrero, marzo y abril), época 2 (mayo y junio), época 3 (julio, agosto y septiembre) y época 4 (octubre y noviembre).

Los registros genealógicos y de crecimiento fueron tomados de las bases de datos llevadas con el programa comercial de manejo de fincas GANSOFT®, realizándose la importación al sistema de análisis estadístico SAS versión 8,2 [15], con el cual se hicieron las ediciones y creación de archivos para el procesamiento con MTDFREML. El archivo de trabajo quedó constituido con la identificación de cada animal y la de ambos progenitores, así como el número de partos de la madre, esto último sólo para PN, P244 y P365. Toda la información genealógica de los animales con registros fue incluida en el archivo de pedigree, con la finalidad de eliminar cualquier tendencia debida a selección. Por otro lado, debido a que todos los modelos incluyeron el efecto materno, no se trataron como desconocidos aquellos animales con conexiones simples [10]. Dado que la identificación de los animales era alfanumérica, una numeración única de cada animal con padres precediendo progenie, tal cual requiere MTDFREML fue realizada por los autores con una rutina escrita en SAS [15].

El modelo mixto utilizado incluyó los efectos fijos de sexo del animal (macho o hembra), el grupo racial predominante (predominio *B. taurus* o predominio *B. indicus*), así como la agrupación rebaño-año-época de nacimiento y el número de partos, este último fue incluido en todos los análisis excepto para P548.

El modelo incluyó como efectos aleatorios: el efecto genético aditivo directo del animal (*a*), aditivo materno (*m*), admitiéndose una covarianza entre los mismos, proporcional a la matriz de relación (*A*) y finalmente el efecto maternal permanente (*c*).

En notación matricial el modelo puede ser expresado de la siguiente manera:

$$y = X\beta + Z_1a + Z_2m + Wc + e$$

donde *y* es el vector de observaciones, *X* es una matriz de incidencia relacionando los elementos *y* con los efectos fijos en β . Por otro lado, Z_1 , Z_2 y *W*, corresponden a matrices de incidencia y que relacionan los elementos del vector de observaciones con los efectos aleatorios contenidos en *a*, *m* y *c* y *e* corresponde al vector de efectos residuales.

Si $E(a) = E(m) = E(c) = 0$, las propiedades distribucionales de los elementos de este modelo pueden ser sintetizadas así:

$$E(y) = X\beta$$

$$V \begin{bmatrix} a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_a^2 A & \sigma_{(a,m)} A & 0 & 0 \\ \sigma_{(m,a)} A & \sigma_m^2 A & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_c^2 I & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_e^2 I \end{bmatrix}$$

donde σ_a^2 , σ_m^2 , $\sigma_{(a,m)}$, σ_c^2 y σ_e^2 , representan las varianzas genética aditiva para los efectos directos, varianza genética aditiva para los efectos maternos, la covarianza entre los efectos aditivos directos y los aditivos maternos, la varianza debida a los efectos ambientales maternos permanentes y la varianza debida a los efectos ambientales temporales, respectivamente. Por otro lado, es la matriz de relación de parentesco entre los individuos e I es una matriz identidad. En consecuencia, si definimos $Z = [Z_1 / Z_2]$, $u' = [a' / m']$, y además si $V(u) = G$, $V(c) = Q$ y $V(e) = R$ tenemos que la varianza de un registro es:

$$V(y) = ZGZ' + WQW' + R.$$

En todos los análisis, para la estrategia de estimación se fijó en un primer paso de estimación 1×10^{-6} como criterio de convergencia. El proceso de estimación se continuó fijando esta vez en un criterio de convergencia de 1×10^{-9} y para garantizar la obtención de un máximo global, se evaluó la diferencia en $\log(l)$ en dos pasos sucesivos. Las iteraciones se continuaron hasta la satisfacción del criterio de convergencia para la varianza de la función.

Una vez conocidas las dimensiones de cada problema se elaboraron archivos de entrada para cada una de las variables dependientes para finalmente procesarlos por lotes, en la ventana del sistema operativo MS-DOS.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La estructura de los datos se presenta en las TABLAS I y II. En la misma, se puede apreciar que el número de individuos con registros analizados estuvo alrededor de 11587 animales al nacer y consecuentemente se fue reduciendo hasta 3720 a los 18 meses de edad. Así mismo, el número de individuos bases, de padres y madres se fueron reduciendo desde el peso nacer hasta el P548. Los valores medio de los efectos fijos y su variación muestran claramente una ligera ventaja de los pesos de los animales machos en comparación a las hembras, no obstante, el predominio racial, la finca y las épocas no mostraron mayores diferencias.

Los componentes de varianza y covarianza, así como, los parámetros genéticos estimados a la convergencia se presentan en la TABLA III. La valores de h^2 , m^2 , y c^2 para el PN correspondieron con 0,24, 0,04 y 0,04, respectivamente. Estas magnitudes encontradas en esta investigación resultaron ser bastante similares a los obtenidos en una población de ganado Brahman en Venezuela [12]. Así mismo, con la excepción de los estimadores de m^2 y c^2 lo resultados son comparables a los reportados en una población de la raza Wokalups en Australia [10]. En ambos casos, los autores reportan una covarianza positiva entre los efectos aditivos, con consecuentes correlaciones de 0,12 y 0,22 respectivamente, las cuales a pesar de ser bajas son superiores a esta estimación.

Reportes previos, ya han señalado la importancia relativa de los efectos aditivos directos, aditivos maternos y maternal permanente en el crecimiento predestete del ganado de carne [7, 8, 10, 12]. El estimador de h^2 para el crecimiento predestete (P244) de 0,17, resultó ser bastante similar al reportado para ganado Tabapua en Brasil [8]. Es sin embargo, casi el doble del publicado en Brahman en Venezuela [12], pero muy inferior al encontrado para animales Wokalups en Australia [10]. Mientras tanto, la magnitud de m^2 es comparable a otros reportes [8, 12], aunque ligeramente inferior al publicado por Meyer y col. [10].

TABLA I

CARACTERÍSTICAS DE LA ESTRUCTURA DE DATOS DE DOS REBAÑOS MESTIZOS DOBLE PROPÓSITO EN EL ESTADO ZULIA / CHARACTERISTICS OF THE STRUCTURE OF DATA IN TWO DUAL PURPOSE CROSSBRED HERDS IN THE ZULIA STATE

		Pesos Corporales			
		PN	P244	P365	P548
Numero de animales	a	15073	7094	8589	5257
Numero de registros	n	11587	4412	5774	3720
Animales base	a_o	3486	2668	2783	1537
Numero de padres	s	212	127	134	93
Numero de madres	d	5477	2735	3176	1733
Peso corporal (Kg)	$\hat{\mu}_y$	31,78	129,71	180,93	267,32
	$\hat{\sigma}_y$	4,67	22,63	30,72	39,50

TABLA II
NÚMEROS DE INDIVIDUOS Y PESOS PROMEDIOS DE ACUERDO A LOS EFECTOS FIJOS DE DOS REBAÑOS MESTIZOS
DOBLE PROPÓSITO EN EL ESTADO ZULIA / NUMBERS OF INDIVIDUALS AND WEIGHTS AVERAGES ACCORDING TO THE FIXED
EFFECTS IN TWO DUAL PURPOSE CROSSBRED HERDS IN THE ZULIA STATE

	PN		P244		P365		P548	
	<i>n</i>	$\hat{\mu} \pm \hat{\sigma}$	<i>n</i>	$\hat{\mu} \pm \hat{\sigma}$	<i>n</i>	$\hat{\mu} \pm \hat{\sigma}$	<i>n</i>	$\hat{\mu} \pm \hat{\sigma}$
Sexo								
Machos	5425	32,67 ± 4,84	2230	132,69 ± 23,79	2883	188,68 ± 32,27	1824	283,53 ± 38,22
Hembras	6162	30,99 ± 4,35	2182	126,66 ± 20,15	2891	173,21 ± 26,96	1896	251,73 ± 34,06
Predominio								
Pred. Taurus	3154	31,74 ± 4,54	1454	132,64 ± 20,97	1860	183,93 ± 29,66	1348	266,16 ± 38,38
Pred. Indicus	8433	31,80 ± 4,71	2958	128,27 ± 22,75	3914	179,51 ± 31,11	2372	267,98 ± 40,11
Finca								
1	4270	31,99 ± 4,93	2186	141,30 ± 21,24	3617	191,30 ± 29,89	3266	266,81 ± 39,24
2	7317	31,66 ± 4,50	2226	118,32 ± 16,69	2157	163,55 ± 23,36	454	270,97 ± 41,18
Epocas								
1	4949	31,53 ± 4,66	1657	130,47 ± 24,87	2308	178,14 ± 30,54	1577	269,78 ± 40,15
2	2165	31,92 ± 4,70	826	129,38 ± 20,26	1134	178,51 ± 28,00	650	273,01 ± 37,70
3	2516	32,22 ± 4,69	1057	126,94 ± 19,66	1237	182,35 ± 29,82	699	269,50 ± 39,23
4	1957	31,67 ± 4,56	872	131,92 ± 21,51	1095	187,74 ± 33,53	814	256,20 ± 37,80
Partos								
1	5367	31,43 ± 4,40	1460	127,48 ± 22,91	2380	176,92 ± 29,73	1408	265,27 ± 41,48
2	2346	32,11 ± 4,90	1007	128,06 ± 20,30	1158	178,24 ± 29,54	639	268,94 ± 37,60
3	1411	32,65 ± 4,65	703	129,45 ± 21,04	680	184,69 ± 30,09	455	268,46 ± 37,97
4	828	32,80 ± 4,87	411	134,01 ± 22,64	452	188,70 ± 31,30	360	269,97 ± 40,83
5	483	32,25 ± 5,06	260	137,21 ± 22,81	329	192,12 ± 34,09	285	267,62 ± 41,48
6	374	31,24 ± 4,49	191	134,77 ± 22,57	270	188,37 ± 29,93	222	267,91 ± 35,42
7	282	30,83 ± 4,56	141	134,22 ± 24,85	206	185,65 ± 31,64	157	263,50 ± 34,69
8	238	30,62 ± 4,93	122	129,35 ± 21,91	157	181,38 ± 34,17	117	270,45 ± 38,05
9	161	29,91 ± 4,85	79	128,65 ± 23,36	92	179,78 ± 28,90	59	271,42 ± 35,54
10	97	30,11 ± 4,62	38	126,99 ± 27,04	50	180,70 ± 31,31	18	276,42 ± 28,53

Contrariamente a lo encontrado en el efecto ambiental en esta investigación de 0, se han encontrado valores de c^2 explicando el 12 y 14% de la variación fenotípica [10, 12]. Aunque, otras estimaciones para este efecto tan sólo representan el 4% de la variación total [8].

En referencia a la correlación entre el efecto aditivo directo y aditivo materno de P244, el estimador es comparable en magnitud y dirección al reportado por Meyer y col. [10], pero muy inferior a otros reportes [8]. Habiéndose reportado en doce poblaciones experimentales valores para esta correlación en el rango desde -0,37 hasta 0,64 [7].

El destete de los animales en esta población depende en su gran mayoría de la duración de la lactancia, la cual está cercana a los 270 días, en consecuencia, era de esperar mag-

nitudes importantes del efecto materno en el crecimiento de los animales. Aunque está claro, que los mismos deberían ser de magnitud inferior a los normalmente reportados para las poblaciones de ganado de carne, ya sean puras o sintéticas, en las cuales, la habilidad lechera o instinto maternal juegan un rol fundamental en el crecimiento, dado que, el becerro está constantemente con la vaca. Contrariamente, en el ganado de doble propósito, la dependencia del crecimiento de la habilidad lechera de la madre está parcialmente controlada por la actividad económica del sistema de producción, en donde la venta de leche es un objetivo fundamental y es lo que limita el tiempo que pasan en conjunto la vaca y su becerro.

Para el P365, las estimaciones de h^2 , m^2 y c^2 correspondieron a 0,22; 0,17 y 0,05, respectivamente, demostrando la existencia de diferencias aditivas importantes en la población,

TABLA III
ESTIMADORES DE LOS COMPONENTES DE VARIANZA-COVARIANZA Y PARÁMETROS GENÉTICOS Y AMBIENTALES PARA LOS PESOS PN, P244, P365 Y P548 EN UNA POBLACIÓN DE GANADO DE DOBLE PROPÓSITO EN EL ESTADO ZULIA / GENETIC AND ENVIRONMENTAL ESTIMATORS OF THE VARIANZA-COVARIANZA COMPONENTS AND PARAMETERS FOR THE WEIGHTS PN, P244, P365 AND P548 IN TWO DUAL PURPOSE CROSSBRED HERDS IN THE ZULIA STATE

	Modelos			
	PN	P244	P365	P548
σ_a^2	4,6672	56,0664	134,5553	398,7531
σ_m^2	0,6396	39,5082	102,5667	27,0633
$\sigma_{a,m}$	0,0506	-7,4321	-73,9565	-88,3472
σ_c^2	0,7589	0,0002	31,3363	50,8941
σ_e^2	13,1390	233,6918	409,5919	657,0294
σ_p^2	19,2552	321,8344	604,0937	1045,3927
h^2	0,24 ± 0,05	0,17 ± 0,06	0,22 ± 0,06	0,38 ± 0,10
m^2	0,04 ± 0,02	0,12 ± 0,12	0,17 ± 0,08	0,03 ± 0,07
$r_{a,m}$	0,03 ± 0,24	-0,16 ± 0,49	-0,63 ± 0,17	-0,85 ± 0,82
c^2	0,04 ± 0,02	0	0,05 ± 0,05	0,05 ± 0,05

σ_a^2 : Varianza genética aditiva directa. σ_m^2 : Varianza genética aditiva materna. $\sigma_{a,m}$: Covarianza entre los efectos genéticos aditivos directo y materno. σ_c^2 : Varianza maternal permanente y σ_e^2 : Varianza ambiental. σ_p^2 : Varianza fenotípica. h^2 : índice de herencia directa. m^2 : índice de herencia materna. $r_{a,m}$: correlación aditiva-materna. c^2 : Ambiente.

para este carácter y así mismo señalan que las diferencias genéticas debidas a la habilidad materna en esta población persisten hasta el año de edad de los animales. El estimador de h^2 resultó ser ligeramente superior a los reportados para ganado Tabapua y Wokalup [8, 10]. Mientras que, en ganado Hereford, se ha reportado un índice de herencia que representa el 34% de la variabilidad fenotípica, dentro de la cual, se encontró que el 27% de esa variabilidad era debida a los efectos aditivos maternos [10]. Posteriormente, el mismo autor trabajando con Hereford y Wokalup, demostró que la producción de leche es el componente determinante de los efectos maternos en el crecimiento predestete, con diferencias notables entre razas debidas al potencial de producción láctea [11]. Mientras que, el efecto materno temporal encontrado para este carácter resultó ser idéntico al reportado por Ferraz y col. [8]. Contrariamente, se habían estimado valores de 0 y 1% para Hereford y Wokalup respectivamente [10].

El valor de la correlación entre los efectos aditivos (directo y materno) encontrados en esta investigación de -0,63 es muy cercano al -0,65 para Hereford [10], pero considerablemente superior en magnitud, aunque en la misma dirección a lo reportado en otro trabajo [8].

La heredabilidad directa estimada para el P548 de 0,38 es muy superior a la reportada para Brahman venezolano para el peso a los 548 días [12], o al reportado para ganado Tabapua [8], pero es similar al 38% reportado para el peso final en Hereford [10]. Algunos reportes sugieren la persistencia de un efecto aditivo materno en el rango entre 1% a 4% para este carácter [8, 10-12], incluso reportaron hasta un 10% para He-

reford. En referencia al efecto maternal permanente, estos resultados son contrarios a otros hallazgos quienes encontraron la inexistencia de los mismos tanto en Hereford como Wokalup [10]. El estimador es sin embargo comparable al publicado en Venezuela [12]. Finalmente, la correlación entre los efectos aditivos para este carácter es esencialmente de la misma magnitud al reportado por Plasse y col. [12] aunque con signo contrario.

CONCLUSIONES

La magnitud del índice de herencia directa encontrada en este estudio, demuestra que existen suficientes diferencias aditivas para responder a la selección en cualquier etapa del crecimiento animal en estas poblaciones.

El efecto aditivo materno, resultó ser otra fuente importante de variación que a pesar de ser de poca importancia en el peso al nacimiento, mantiene sus efectos hasta el año de edad, reduciéndose luego considerablemente en el peso a los 548 días.

La correlación entre los efectos aditivos para el peso al nacimiento fue muy próxima a cero, mientras que es negativa en las otras fases del crecimiento, aunque la magnitud de los errores típicos sugiere que pudiera ser de poca importancia.

El efecto maternal ambiental fue cero en el peso a 244 días, pero se mantuvo explicando alrededor del 5% de la variabilidad fenotípica en las otras etapas del crecimiento.

RECOMENDACIONES

Evaluar la significancia estadística de cada uno de los componentes aleatorios incluidos en el modelo.

Incorporar otros rebaños al proceso de evaluación para determinar la posibilidad de una heterogeneidad en los componentes de varianza en las dos sub-poblaciones derivadas del cruzamiento alterno.

Planificar el uso compartido de toros a través de la IA, a objeto de eliminar cualquier diferencia en los componentes de varianza debida a la confusión entre estos efectos.

Fomentar en la asociación GANADOBLE, el pesaje de los animales en edades próximas a las etapas del crecimiento que pudieran ser trascendentales en los programas de selección. De manera que se puedan eliminar cualquier tendencia incorporada por la selección no deliberada de registros.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer al Consejo de Desarrollo Científico y Humanístico de La Universidad del Zulia (CONDES) por el financiamiento de la presente investigación (CC-0243-04) y a la Agropecuaria Santa Ana y la Fundación GANADOBLE por haber permitido disponer de sus bases de datos. Especial agradecimiento a la University of Nebraska, por haber suministrado el código fuente del MTDFREML.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ARANGUREN-MÉNDEZ, J. El mestizo lechero 5/8 taurino en la región zuliana. Un genotipo promisorio para el trópico. En: González-Stagnaro, C. (Ed). **Manejo de la ganadería mestiza de doble propósito**. Ediciones Astro Data S.A. Maracaibo-Venezuela. Cap. IV. 75-89 pp 1995.
- [2] ARANGUREN-MÉNDEZ, J. Propuesta para un genotipo promisorio. **Memorias del XII Congreso Venezolano de Producción Animal**. Maracay, Edo. Aragua. 22-25/11. Venezuela. 231-234 pp 2004.
- [3] ARANGUREN-MÉNDEZ, J.; YAÑEZ, L.F. Planifique los cruzamientos. En: C. González-Stagnaro y E. Soto Beloso (Eds.). **Manual de Ganadería Doble Propósito**. Ediciones Astro Data, S.A. Maracaibo-Venezuela. Cap. II (8). 119-124 pp 2005.
- [4] BOLDMAN, KG.; KRIESE, L.A.; VAN VLECK, L.D.; VAN TASSEL, C.P.; KACHMAN, S.D. **A manual for use of MTDFREML**. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances (DRAFT). U.S. Department of Agriculture, Agriculture Research Service, Lincoln, NE, 120 pp. 1995.
- [5] CAMPÊLO, J.; LOPES, P.; ALMEIDA, R.; CAMPOS, L.O.; EUCLYDES, R.F.; VIEIRA DE, C.; SILVA, C. Ma-

- ternal effects on the genetic evaluation of Tabapuã beef cattle. **Genet. and Molec. Biol.** 27 (4):517-521. 2004.
- [6] CUNDIFF, L. The role of maternal effects in animal breeding: VII Comparative aspects of maternal effects. **J. Anim. Sci.** 35:1335-1337. 1972.
- [7] DODENHOFF, J.; VAN VLECK, L. D.; GREGORY, K. E. Estimation of direct, maternal and grandmaternal genetic effects for weaning weight in several breeds of beef cattle. **J. Anim. Sci.** 77:840-845. 1999.
- [8] FERRAZ, P.B.; RAMOS, A.; da SILVA, L.O.; de SOUSA, J.C.; de ALENCAR, M.M. Alternative animal models to estimate heritabilities and genetic correlations between direct and maternal effects of pre and post-weaning weights of Tabapua cattle. **Arch. Latin. Prod. Anim.** 12 (3): 119-125. 2004.
- [9] JARA, A; MONTALDO, H; BARRIA, N. Direct and maternal genetic effects for birth, weaning and weights 14-months of Corriedale breed in Magallanes. **Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production**, Armidale, Australia 24/07, 181-184 pp 1998.
- [10] MEYER, K.; CARRICK, J. M.; DONNELLY, B.J. Genetic parameters for growth traits of Australian beef cattle from a multibred selection experiment. **J. Anim. Sci.** 71:2614-2622. 1993.
- [11] MEYER, K.; CARRICK, J. M.; DONNELLY, B.J. Genetic parameters for milk production of Australian beef cows and weaning weight of their calves. **J. Anim. Sci.** 72:1155-1165. 1994.
- [12] PLASSE, D.; VERDE, O.; ARANGO, J.; CAMARIPANO, L.; FOSSI, H.; ROMERO, R.; RODRIGUEZ, C.; RUMBOS, J. (Co)variance components, genetic parameters and annual trends for calf weights in a Brahman herd kept on floodable savanna. **Genet. and Molec. Res.** 1(4):282-297. 2002.
- [13] ROBISON, O.W. The influence of maternal effects on the efficiency of selection: A review. **Lives. Prod. Sci.** 8: 121-137. 1981.
- [14] RODRÍGUEZ-ALMEIDA, F.A.; VAN VLECK, L.D.; GREGORY, K.E. Estimation of direct and maternal breed effects for prediction of expected progeny differences for birth and weaning weights in three multibreed populations. **J. Anim. Sci.** 75:1203. 1997.
- [15] STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM INSTITUTE (SAS). Versión 8,2. **User's guide: Statistics**. Cary, NC. 2002.
- [16] SOTO, E. La ganadería de doble propósito en Venezuela. **Memorias del XII Congreso Venezolano de Producción Animal**. Maracay, Edo. Aragua. 22-25/11. Venezuela: 221-229 pp 2004.