

EVALUACIÓN PREDESTETE DE BECERROS CRUZADOS, UTILIZANDO MEDIDAS REPETIDAS

Preweaning Evaluation of Crossbred Calves Using Repeated Measurements

José A. Aranguren Méndez, Rafael Román Bravo, William Isea Villasmil y Yenén Villasmil-Ontiveros

Departamento de Producción e Industria Animal, Facultad de Ciencias Veterinarias, Universidad del Zulia, Apartado 15252. Maracaibo, Edo. Zulia, Venezuela. E-mail: yenenvil@telcel.net.ve

RESUMEN

Con el objeto de evaluar el comportamiento predestete de becerros cruzados utilizando las medidas repetidas, se llevó a cabo un ensayo en la finca San Pedro de la Universidad del Zulia, Machiques, estado Zulia, Venezuela, situada en una zona de vida de bosque sub-húmedo tropical. Setecientas ochenta y cuatro mediciones de pesos corporales provenientes de 98 becerros mestizos nacidos entre los años 1995 y 1996, luego del cruzamiento de un pie de cría de vacas cruzadas con semen de toros Holstein-Brahman, 5/8 Holstein-3/8 Brahman y Senepol puro, obteniéndose una descendencia que fue clasificada como 1/2Holstein-1/2Brahman (HB; n=21), 5/8 Holstein-3/8 Brahman (H2; n=28), mosaicos (3/4 entre Holstein, Pardo Suizo y Criollo y 1/4Brahman; HPB; n=31) y los hijos de los toros Senepol (SE; n=18); para ello se modelaron varias estructuras de covarianzas, comparándose los procedimientos de GLM en sus opciones RANDOM y REPEATED vs el PROC MIXED en sus opciones CS, CSH, UN, y AR1, del paquete estadístico SAS. La variable estudiada fue el peso de los becerros, desde el nacimiento hasta los 205 días de edad; como variables discretas se incluyeron el efecto del genotipo (G), sexo de becerro (S), período de evaluación (P) y sus interacciones. Los resultados obtenidos indicaron que la mejor estructura para el análisis resultó ser el PROC MIXED en su opción UN de acuerdo a los criterios estadísticos. El G no afectó significativamente el peso predestete de los becerros, mostrando un peso promedio de 98,4 kg.; sin embargo, los mestizos SE presentaron pesos superiores aunque no significativos. El S afectó ($P<0,01$) los pesos al destete, donde los machos fueron un 12% superiores. La interacción G*P afectó el peso de los becerros mestizos, favoreciendo a los SE, seguidos de los HB, H2 y por último los HPB. Los datos por medidas repetidas requieren de procedimientos mixtos debido a la correlación

existente entre las diferentes medidas realizadas en el mismo animal, ya que se presentan grandes diferencias al inferir por el GLM o MIXED. Es recomendable continuar con la evaluación a edades más avanzadas para seleccionar los mejores genotipos para nuestra región.

Palabras clave: Becerros mestizos, predestete, medidas repetidas, proc mixed.

ABSTRACT

In order to evaluate the preweaning growth of crossbred calves using repeated measurements, an experiment was carried out at San Pedro farm of the University of Zulia, located in a tropical sub-humid forest area in Machiques, Venezuela. Seven hundred eighty four (784) measurements of originating body weights from 98 calves born between 1995 and 1996 included crossing 1/2Holstein-1/2Brahman, 5/8 Holstein-3/8 Brahman and pure Senepol bulls with crossbred cows. Progeny produced was classified as Holstein-Brahman (HB; n=21), 5/8 Holstein-3/8Brahman (H2; n=28), mosaicos as products of crossing between Holstein, Brown Swiss, Brahman and Criollo (HPB; n=31) and 1/2Senepol offspring (SE; n=18). The procedures of the GLM with its options RANDOM and REPEATED were compared to PROC MIXED options CS, CSH, UN and AR1 from SAS. Weight of the calves from birth to 205 days of age was studied, including the effect of genotype (G), sex (S), period of evaluation (P) and its interactions. Results indicated that the best structure for the analyses turned out to be PROC MIXED by the UN option according to the statistical criteria; G did not affect the weaning weight of the calves (98.4 kg). Nevertheless, the Senepol calves were heavier than the other groups. Males were 12% heavier than females. The G*P interaction affected weight favoring Senepol, followed by HB, H2, and HPB. Data by repeated measures required of mixed procedures due to the existing correlation between different measures made in the same animal, since great differences when

inferring GLM or MIXED showed up. It is appropriate to continue the evaluation toward older ages in order to choose the best genotypes in our region.

Key words: Crossbred calves, preweaning, repeated measurements, proc mixed.

INTRODUCCIÓN

En las investigaciones con animales es frecuente encontrar experimentos en los cuales la unidad experimental resulta ser el propio animal, y sobre el cual se toman observaciones en sucesivos períodos, denominándose a este tipo de ensayos, experimentos con medidas repetidas. Tradicionalmente, estos ensayos se analizan mediante un diseño de parcelas divididas en el tiempo, asumiendo ciertas condiciones implícitas sobre las estructuras de los errores experimentales.

A menudo existe simplificación en el análisis de los datos originados en estos experimentos, las cuales se pueden resumir en dos categorías; 1) Se analizan los datos como si fuese un experimento factorial con un diseño completamente al azar, cuando en realidad son parcelas divididas en el tiempo y 2) Se ignoran las correlaciones de los errores producidas por las medidas repetidas, a pesar que constituyen una fuente de error sólo si la correlación no es uniforme en la escala de tiempo observada. El primer tipo de error conduce a probabilidades distorsionadas al momento de hacer la inferencia acerca del tiempo y del otro factor experimental; en el segundo caso sólo se afecta algunas veces el factor tiempo de las medidas repetidas [5].

Debido a que dicho factor, durante el cual se ha tomado la información no se puede aleatorizar a las unidades experimentales, es natural esperar cierto grado de correlación entre los diferentes errores; así mismo, se puede esperar que las varianzas para el factor tiempo resulten no homogéneas, incumplándose algunos de los supuestos del análisis de la varianza [12].

Este tipo de información puede ser analizada estadísticamente mediante tres vías: 1) efectuando un análisis univariado, estudiando cada período de forma individual, pero en estas condiciones se pierde una valiosa información sobre el experimento; mientras que, en otros casos se asume que las condiciones para el análisis correspondiente a un análisis por parcelas divididas en el tiempo son válidas y procede a realizar las pruebas de hipótesis, utilizando la instrucción RANDOM del procedimiento GLM y la opción TEST; 2) realizando análisis univariado o multivariado por el método de las transformaciones lineales de las medidas repetidas o cualquier otra transformación sugerida por los datos y 3) mediante la utilización de los modelos mixtos con estructuras paramétricas especiales de las matrices de covarianza [11].

Los procedimientos estadísticos utilizados hasta ahora en la mayoría de los estudios para este tipo de evaluación, en-

tre los que se citan el GLM del SAS, han permitido una serie de alternativas, pero con ciertas desventajas o limitaciones. Este procedimiento que ha evolucionado de acuerdo a las necesidades planteadas, y que originalmente fue creado para modelos de efectos fijos se le han incorporado otras opciones, tales como: TEST, RANDOM y REPEATED, esta última es utilizada con la finalidad de solventar el problema suscitado con la correlación presente entre los errores, puesto que realiza una prueba para determinar si existe la condición de esfericidad en los errores; sin embargo, no admite en el análisis aquellos individuos en los cuales se produce la pérdida de observaciones en determinados períodos, trayendo como consecuencia ciertos errores en la estimación de la verdadera varianza y por consiguiente en las diferencias entre las medias.

En la actualidad existe un procedimiento en el SAS denominado PROC MIXED, que permite obtener un análisis correcto de los datos, en cuanto a las pruebas de hipótesis para los efectos incluidos en el modelo y las comparaciones adecuadas entre las medias de los efectos. En este sentido, el PROC MIXED permite utilizar varias opciones con la finalidad de evaluar las medidas repetidas de una forma correcta o para encontrar la forma más eficiente, una de ella es la opción REPEATED, ahora es posible especificar una serie de alternativas para modelar las estructura de errores, entre las cuales se pueden citar la Simétrica Compuesta (CS) que supone iguales varianzas y covarianzas; Autoregresiva de Primer Orden (AR1) la cual considera varianzas similares, pero una covarianza que disminuye en función de potencias de acuerdo a la separación entre las mediciones; Autoregresiva Heterogénea (ARH1) similar a la anterior pero admite diferentes varianzas; la Simétrica Compuesta Heterogénea (CSH) que admite distintas varianzas y covarianzas, las primeras incrementan a medida que se separan las mediciones y; la No Estructurada (UN) la cual admite diferentes parámetros en la matriz de covarianza [11]. Las bases teóricas sobre estas estructuras han sido descritas por Searle y col, [15]. Varios investigadores han sugerido la estructura Autoregresiva u otros procesos más complejos para modelar la estructura de errores en el caso de ganado lechero [6].

Indistintamente de los análisis utilizados, es de reconocer que los sistemas de producción de doble propósito en el trópico, constituyen una alternativa moldeada ante la apremiante necesidad de tener un sistema más rentable que no sea tan vulnerable a las variadas políticas agropecuarias de nuestro país [1]. Presenta además, ciertas ventajas al compararse con otros más especializados, tales como: reducidos riesgos por la variación de los precios de la leche y la carne, bajo índices de mastitis, menor requerimiento de inversión de capital y de asistencia técnica [16].

Dada la condición particular del medio ambiente en el trópico, se hace necesario el cruzamiento entre animales *Bos taurus* con especies o razas adaptadas, como el Brahman, con el cual por el efecto de la complementariedad se logra conjugar, en estos animales cruzados, los niveles productivos del

taurino con la adaptación y habilidad para el pastoreo del índicus o criollo; los únicos problemas suscitados han sido los menores niveles de producción, la herencia del temperamento nervioso y la tardía maduración fisiológica; debido a ello, razas tales como la Senepol, de la especie *Bos taurus* tropicales podría jugar un rol muy importante en los sistemas de doble propósito, debido a las cualidades de adaptación al clima tropical, temperamento dócil, precocidad y gran potencial lechero superiores a los promedios tropicales.

De esta manera, se diseñó un experimento con el objetivo de modelar las diferentes estructuras de covarianzas en el crecimiento predestete de becerros mestizos y, determinar si las condiciones asumidas en el análisis convencional de medidas repetidas usando un diseño de parcelas divididas, son válidas, así mismo, se pretende evaluar los diferentes genotipos involucrados en el programa de cruzamiento de la finca.

MATERIALES Y MÉTODOS

El ensayo se llevó a cabo en la finca San Pedro, Facultad de Ciencias Veterinarias de la Universidad del Zulia, situada en el municipio Machiques de Perijá, estado Zulia, Venezuela, ubicada en una zona de vida de bosque sub-húmedo tropical, con temperatura media de 28°C y precipitación anual promedio de 1500 mm [3].

Setecientos ochenta y cuatro mediciones de peso fueron evaluadas en un grupo de 98 becerros cruzados, desde el nacimiento hasta los 205 días de edad, en intervalos mensuales para determinar el comportamiento de los genotipos. El pié de cría utilizado consistió en vacas cruzadas, producto de apareamientos entre las razas Holstein, Pardo Suiza, Criolla y Brahman. En evaluaciones previas [7], el comportamiento lechero de las mestizas Holstein superó a sus compañeras Pardo Suizas, por lo que a partir del año 1995 se decidió dejar de utilizar este genotipo en los planes de apareamiento y sustituirlo en prueba por germoplasma Senepol, puesto que a dicha raza se le atribuyen ciertas ventajas de adaptación y productividad en el medio tropical.

Durante el año 1995 hasta mediados de 1996, se realizaron cruzamientos del pié de cría existente con toros Holstein-Brahman, 5/8 Holstein-3/8 Brahman y Senepol puro por inseminación artificial, obteniéndose una descendencia 5/8 Holstein-3/8 Brahman (H2; n=28), 1/2 Holstein-1/2 Brahman (HB; n=21), mosaicos conformados por Holstein, Pardo Suizo, Brahman y Criollo (3/4 Taurus-1/4 Indicus) (HPB; n=31) y los 50% Senepol (SE; n=18).

Al nacimiento, los becerros se identificaron y se pesaron, permanecieron junto a su madre por espacio de 3 días, luego se separaron y se alimentaron artificialmente con una ración de 4 l. de leche/día hasta los 120 días de edad, cuando se les retiró la alimentación láctea por completo; así mismo, a partir del primer mes de edad, recibieron suplementación de aprox.

300 g/animal/día de un alimento balanceado comercial y pastorearon en potreros de pasto Estrella (*Cynodon nlenfuensis*) y Tanner (*Brachiaria radicans*). La medición de los pesos se realizó cada 28 días en forma individual.

Análisis estadístico

Para el análisis estadístico se probaron varias alternativas que incluyeron el método de los mínimos cuadrados y la más moderna metodología bajo Máxima Verosimilitud Restringida (REML). En el primer caso, el análisis correspondió a un diseño de parcelas divididas en el tiempo, forzando a las pruebas de hipótesis correctas en el caso que los supuestos básicos de la estructura de los errores fueran válidas, mediante el uso de la instrucción RANDOM y la opción TEST. En el segundo caso, se probaron alternativas concernientes a la estructura de la matriz de (co)varianza de los errores, para ello se fijó directamente un modelo mixto con los mismos términos incluidos en el primero.

El modelo consideró como efectos fijos las variables discretas e independientes, del genotipo predominante, sexo y período de evaluación, así como las interacciones de primero y segundo orden. Y; como variable dependiente se evaluó el peso del becerro desde el nacimiento hasta los 205 días de edad (7 meses). Fue necesario estructurar dos grupos de datos; uno que tuviera que ver con los análisis univariados y multivariados con el procedimiento Modelo Lineal Generalizado (GLM) y otro con, sobre el análisis clásico en parcelas divididas en el tiempo, así como, con el procedimiento de modelos mixtos.

Análisis previos indicaron que otros factores ambientales, entre los que se destacan: la época, año de nacimiento y número de partos de la vaca no resultaron significativos, por lo que fueron excluidos del modelo final, coincidiendo con otros ensayos en la misma unidad de producción [9].

El modelo matemático utilizado que explica el comportamiento de la variable bajo estudio fue:

$$Y_{ijkl} = \mu + G_i + S_j + P_k + GS_{(ij)} + GP_{(ik)} + SP_{(jk)} + GSP_{(ijk)} + \varepsilon_{ijkl}$$

donde:

Y_{ijkl} = variable respuesta (Kg de peso vivo).

μ = media general de la población.

G_i = efecto del i -ésimo genotipo o grupo racial ($i=1, 2, 3, 4$); donde 1: mestizos 1/2 Holstein- 1/2 Brahman (HB); 2: mestizos 5/8 Holstein-3/8 Brahman (H2); 3: mosaicos (3/4 Holstein, Pardo Suizo, Criollo-1/4 Brahman) (HPB); 4: mestizos 1/2 Senepol-1/2 Mosaicos (SE).

S_j = efecto del j -ésimo sexo del becerro ($j=1, 2$); donde 1: macho; 2: hembra.

P_k = efecto del k -ésimo período de evaluación ($k=1, 2, \dots, 7$ meses).

GS, GP = efecto de las interacciones entre los factores principales.
 SP y GSP

ϵ_{ijkl} = error experimental, asumido normal e independientemente distribuido con media cero y varianza σ^2 DNI~(0, σ^2) (bajo el análisis por el GLM tradicional).

El modelo anterior se puede expresar en forma matricial de la siguiente manera:

$$y = X\beta + Zv + \epsilon$$

donde:

y = es el vector de las observaciones.

X, Z = son matrices de incidencia constituida por 0's y 1's, relacionando los efectos fijos y aleatorios con las observaciones de las unidades experimentales respectivamente.

β = es un vector desconocido de los efectos fijos, sobre los cuales estamos interesados en su mejor estimación lineal insesgada (BLUE).

v = es un vector desconocido de los efectos aleatorios y sobre los cuales estamos interesados en obtener su mejor predicción lineal insesgada (BLUP);

ϵ = es un vector desconocido correspondiente a los errores experimentales.

Los vectores v y e se asumen que se distribuyen independientemente y con matrices de varianza-covarianza G y R , respectivamente.

Haciendo uso de las posibilidades computacionales del procedimiento MIXED, el modelo anterior fue reformulado con la eliminación del efecto aleatorio modelando la estructura de (co) varianza a través de la matriz de errores R .

Cuando se detectaron diferencias significativas entre los factores, se utilizó la instrucción lsmeans para efectuar las comparaciones de medias mediante la prueba t [14].

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Selección de la estructura de covarianza

Luego de realizar los análisis, en el cual se modelan varias estructuras de covarianza tanto por el procedimiento GLM como el MIXED, se debe decidir cual estructura de covarianza asumir con el fin de realizar la(s) inferencia(s) del estadístico. En el caso del procedimiento GLM, se realizaron análisis univariados utilizando la opción RANDOM y REPEATED; en el primer caso, como lo describe la literatura, al realizar este tipo de análisis se pierde una valiosa información, por el hecho de analizarse cada período en una forma individual, aunado a la presencia de correlaciones entre los errores productos de las evaluaciones repetidas, por lo que queda descartada esta opción para la discusión e inferencia de los factores; y en el segundo caso, con la opción REPEATED, indicada en procedimientos del GLM, para corregir estas correlaciones entre los errores, permite una mejor inferencia, siempre y cuando cumpla con la prueba de esfericidad y la condición de Huynh-Feldt, aunado a que no falten datos, ya que este procedimiento elimina toda la información del sujeto, infiriendo erradamente.

En el procedimiento MIXED la decisión es más simple y se realiza a través de la información suministrada por el criterio Bayesiano de Schwarz o bien el criterio de información de Akaike, seleccionándose la estructura que presente su valor más próximo a cero [11].

En este estudio, el análisis utilizando el procedimiento GLM y la opción REPEATED demostró que el test de esfericidad aplicado a los componentes ortogonales resultó significativo, en consecuencia, el análisis usando el diseño tradicional es incorrecto. Sin embargo, en estos casos la opción REPEATED provee adicionalmente un ajuste de valores de probabilidades de la prueba F para las variables, involucrando el factor tiempo (período). Dichos ajustes se refieren a los valores de la ϵ de Geisser-Greenhouse (G-G) y la ϵ de Huynh-Feldt (H-F), este último se tomó como indicador, TABLA I, por ser menos

TABLA I

TEST DE F Y PROBABILIDADES DE LOS EFECTOS FIJOS DE ACUERDO AL PROCEDIMIENTO Y OPCIÓN UTILIZADO

Efecto	GLM RANDOM		GLM REPEATED		MIXED CSH		MIXED CS		MIXED UN		MIXED AR1	
	F	Prob. F	F	Prob. F	F	Prob. F	F	Prob. F	F	Prob. F	F	Prob. F
Genotipo (G)	2,13	0,102	2,13	0,101	2,52	0,062	2,13	0,102	2,13	0,102	1,34	0,267
Sexo (S)	12,79	0,000	12,97	0,000	15,36	0,000	12,97	0,000	12,97	0,000	8,15	0,005
Período (P)	575,93	0,000	575,93	0,000	393,30	0,000	575,93	0,000	145,11	0,000	246,67	0,000
Gen * Sexo	1,82	0,148	1,82	0,148	2,16	0,098	1,82	0,148	1,82	0,148	1,15	0,334
Gen * Perio	1,83	0,013	1,83	0,013	2,31	0,000	1,83	0,013	1,65	0,055	1,43	0,098
Sexo* Perio	1,50	0,164	1,50	0,226	2,80	0,007	1,50	0,163	1,61	0,142	1,52	0,156
Gen*sex*Peri	0,99	0,476	0,99	0,430	1,06	0,389	0,99	0,476	1,20	0,271	1,05	0,402

CSH: Simétrica compuesta heterogénea. UN: No estructurada. CS: Simétrica compuesta. AR1: Autoregresiva de orden 1.

conservador que el primero, de acuerdo a lo publicado por otros investigadores [10].

Es de hacer notar que los valores de probabilidad para los efectos período*genotipo, período*sexo y período*genotipo*sexo conducen a cambios importantes en la significancia estadística, cuando son sustituidos los valores de probabilidad del análisis convencional por los valores de ajuste por (H-F).

En la TABLA II se presentan los valores del criterio de **información de Akaike**, así como, el criterio **Bayesiano de Schwarz** para las diferentes estructuras de covarianza del PROC MIXED. De acuerdo a estos estadísticos, se aprecia que la estructura de covarianza más apropiada es la **No Estructurada**, por presentar valores más próximos a cero sugiriendo que la estructura más adecuada en este caso, es modelar asumiendo diferentes varianzas y covarianzas. Debido a que el criterio **Bayesiano de Schwarz** toma en cuenta el número de parámetros que se desea estimar, éste, debería ser el estadístico a usar para el análisis de los pesos corporales de este estudio. De tal forma que, en la discusión de los resultados de las pruebas de F solo se tomará en cuenta esta estructura.

En algunas ocasiones se pueden presentar situaciones en las que las estructuras de covarianza a través del Procedimiento GLM son similares a la originada por el MIXED, sobre todo cuando se presentan observaciones en todos los períodos para todas y cada una de las unidades experimentales, debido a que la estructura de errores de la covarianza Simétrica Compuesta es equivalente a la de los cuadrados mínimos en los casos que los datos sean balanceados [11].

Matriz varianza-covarianza

En la TABLA III, se puede observar en la diagonal principal, que las varianzas incrementan desde un valor mínimo de 25,41, para el peso al nacer hasta un máximo de 533,12 para el peso a los 205 días, esta última es casi 21 veces superior a la primera siendo difícil admitir homogeneidad en las varianzas para dicha variable. Por otro lado, no se puede reconocer ningún patrón específico en los elementos fuera de la diagonal principal, que sugieran un patrón particular como una disminución típica de un proceso autoregresivo o una covarianza constante que permitiera la simplificación del análisis.

Matriz de correlación

En la TABLA IV, se presenta la matriz de correlación de los errores la cual fue estimada con los elementos presentados en la TABLA II; pudiendo observarse que los valores más bajos, son los correspondientes al peso al nacer con las otras mediciones; la misma variable presenta una correlación de 0,40 con el peso al mes, pero disminuye rápidamente para ser prácticamente cero con el peso a los 205 días. A pesar de que las correlaciones tienden a disminuir conforme las mediciones se separan, se debe reconocer que aumentan de valor hacia las fases finales del crecimiento, no existiendo ningún patrón específico que permita la simplificación del modelo, estimando

TABLE II
CRITERIOS DE INFORMACION DE AKAIKE (AIC)
Y BAYESIANO DE SCHWARZ (SBC),
SEGÚN LA ESTRUCTURA DE COVARIANZAS

Estructura	Criterio	
	AIC	SBC
Compuesta simétrica	-2854,95	-2859,53
Compuesta simétrica heterogénea	-2669,09	-2689,70
No estructurada	-2452,03	-2534,46
Autoregresiva de orden 1	-2557,22	-2561,80

un menor número de parámetros con el objeto de conducir las pruebas de hipótesis y las comparaciones correctas. Se debe soportar la validez de una matriz no estructurada para modelar la estructura de errores para el peso corporal hasta los 205 días en ganado cruzado.

Efecto del genotipo

En la TABLA I se pueden apreciar las pruebas de F y la probabilidad de los efectos fijos sobre los pesos de los animales en el ensayo, pudiéndose observar que el genotipo, no mostró significancia ($P>0,05$) indiferentemente del procedimiento utilizado (GLM o MIXED), salvo excepción de la estructura Compuesta Simétrica Heterogénea (CSH) que presentó significancia al 6%. En el caso de la estructura de covarianza No Estructurada (UN), la cual fue elegida como la más deseable en este ensayo, al igual que las otras estructuras (CS y AR1) y el GLM en la opción REPEATED resultaron ser similares ($P>0,05$). Esta similitud de crecimiento predestete entre los diferentes genotipos evaluados coincide con evaluaciones previas en animales cruzados en el trópico [7, 8]; siendo al parecer mucho más significativa la proporción de genes taurus: indicus que los mismos genotipos involucrados [18]; puesto que en la etapa predestete el crecimiento animal depende más de factores ambientales (nutrición, sanidad y manejo) que de efectos genéticos [8, 9].

Efecto del sexo

En la TABLA I se aprecia además el efecto del sexo del becerro sobre los pesos predestete de los animales del ensayo; en ella se observa claramente que independientemente del procedimiento y la opción utilizada, éste resultó significativo ($P<0,001$). Se aprecia que los machos superan ampliamente a las hembras en un 12%, FIG. 1. Estos resultados coinciden con resultados previos [9], quienes señalan la superioridad de los machos sobre las hembras, atribuyéndose a un efecto fisiológico anabolizante de la testosterona, aunque a edad temprana, los niveles circulantes de esta hormona son basales [2].

Efecto del período

En la TABLA I se observa el efecto significativo que ejerció el período o mes de evaluación sobre el peso del animal.

TABLA III
MATRIZ DE COVARIANZA PARA LOS PESOS PREDESTE DE BECERROS SEGÚN LA ESTRUCTURA DE LOS ERRORES DEL PROC MIXED

a) Autoregresiva de orden 1

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	242,60	218,29	196,42	176,74	159,03	143,10	128,76	115,86
1	218,29	242,60	218,29	196,42	176,74	159,03	143,10	128,76
2	196,42	218,29	242,60	218,29	196,42	176,74	159,03	143,10
3	176,74	196,42	218,29	242,60	218,29	196,42	176,74	159,03
4	159,03	176,74	196,42	218,29	242,60	218,29	196,42	176,74
5	143,10	159,03	176,74	196,42	218,29	242,60	218,29	196,42
6	128,76	143,10	159,03	176,74	196,42	218,29	242,60	218,29
7	115,86	128,76	143,10	159,03	176,74	196,42	218,29	242,60

b) No estructurada

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	25,41	11,46	9,72	14,20	8,51	4,55	1,06	2,23
1	11,46	31,91	31,93	36,53	40,70	36,68	33,85	42,96
2	9,72	31,93	56,26	65,05	65,92	68,89	64,59	76,22
3	14,20	36,53	65,05	120,55	131,26	141,57	143,94	162,54
4	8,51	40,70	65,92	131,26	205,20	211,38	231,01	260,91
5	4,55	36,68	68,89	141,57	211,38	265,30	292,49	330,72
6	1,06	33,85	64,59	143,94	231,01	292,49	390,43	437,11
7	2,23	42,96	76,22	162,54	260,91	330,72	437,11	533,12

c) Simétrica compuesta

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	203,52	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64
1	105,64	203,52	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64
2	105,64	105,64	203,52	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64
3	105,64	105,64	105,64	203,52	105,64	105,64	105,64	105,64
4	105,64	105,64	105,64	105,64	203,52	105,64	105,64	105,64
5	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	203,52	105,64	105,64
6	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	203,52	105,64
7	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	105,64	203,52

d) Simétrica compuesta heterogénea

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	41,73	21,58	27,19	37,46	48,64	55,54	69,54	81,57
1	21,58	35,54	25,09	34,57	44,89	51,25	64,18	75,28
2	27,19	25,09	56,43	43,57	56,56	64,58	80,86	94,85
3	37,46	34,57	43,57	107,14	77,93	88,99	111,43	130,70
4	48,64	44,89	56,56	77,93	180,56	115,52	144,65	169,67
5	55,54	51,25	64,58	88,99	115,52	235,42	165,17	193,75
6	69,54	64,18	80,86	111,43	144,65	165,17	369,10	242,59
7	81,57	75,28	94,85	130,70	169,67	193,75	242,59	507,83

TABLA IV

MATRIZ DE CORRELACIÓN PARA LOS PESOS PREDESTE DE BECERROS SEGÚN LA ESTRUCTURA DEL PROC MIXED

a) Autoregresiva de orden 1

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	1,000	0,899	0,809	0,728	0,655	0,589	0,530	0,477
1	0,899	1,000	0,899	0,809	0,728	0,655	0,589	0,530
2	0,809	0,899	1,000	0,899	0,809	0,728	0,655	0,589
3	0,728	0,809	0,899	1,000	0,899	0,809	0,728	0,655
4	0,655	0,728	0,809	0,899	1,000	0,899	0,809	0,728
5	0,589	0,655	0,728	0,809	0,899	1,000	0,899	0,809
6	0,530	0,589	0,655	0,728	0,809	0,899	1,000	0,899
7	0,477	0,530	0,589	0,655	0,728	0,809	0,899	1,000

b) No estructurada

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	1,000	0,402	0,257	0,256	0,117	0,055	0,010	0,019
1	0,402	1,000	0,753	0,588	0,502	0,398	0,303	0,329
2	0,257	0,753	1,000	0,789	0,613	0,563	0,435	0,440
3	0,256	0,588	0,789	1,000	0,834	0,791	0,663	0,641
4	0,117	0,502	0,613	0,834	1,000	0,905	0,816	0,788
5	0,055	0,398	0,563	0,791	0,905	1,000	0,908	0,879
6	0,010	0,303	0,435	0,663	0,816	0,908	1,000	0,958
7	0,019	0,329	0,441	0,641	0,788	0,879	0,958	1,000

c) Simétrica compuesta

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	1,000	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519
1	0,519	1,000	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519
2	0,519	0,519	1,000	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519
3	0,519	0,519	0,519	1,000	0,519	0,519	0,519	0,519
4	0,519	0,519	0,519	0,519	1,000	0,519	0,519	0,519
5	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	1,000	0,519	0,519
6	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	1,000	0,519
7	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	0,519	1,000

d) Simétrica compuesta heterogénea

Período	NAC	1	2	3	4	5	6	7
NAC	1,000	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560
1	0,560	1,000	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560
2	0,560	0,560	1,000	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560
3	0,560	0,560	0,560	1,000	0,560	0,560	0,560	0,560
4	0,560	0,560	0,560	0,560	1,000	0,560	0,560	0,560
5	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	1,000	0,560	0,560
6	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	1,000	0,560
7	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	0,560	1,000

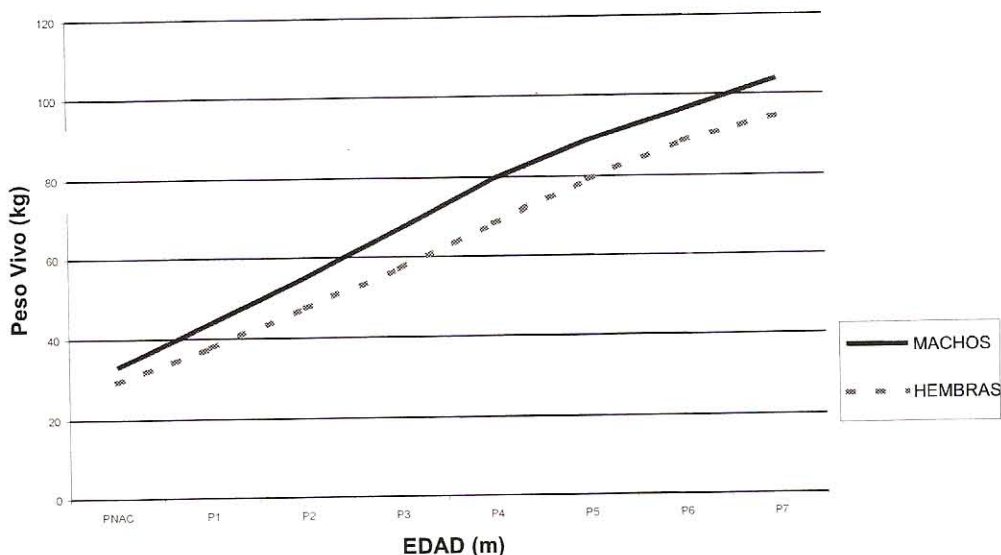


FIGURA 1. COMPORTAMIENTO PREDESTETE DE BECERROS MESTIZOS SEGÚN EL SEXO .

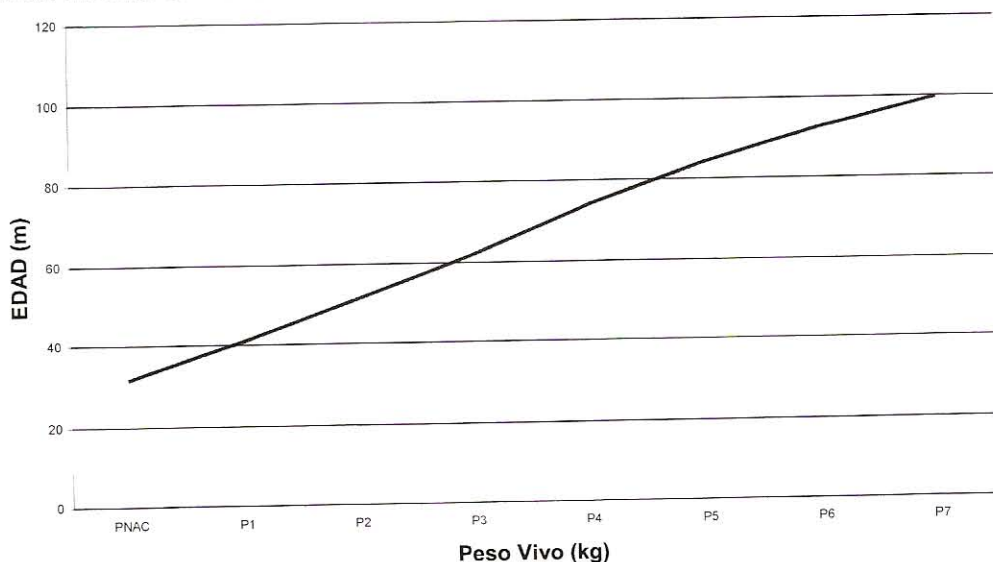


FIGURA 2. COMPORTAMIENTO PREDESTETE PROMEDIO DE BECERROS MESTIZOS SEGÚN EL PERÍODO .

Como es de esperar, a medida que transcurre la edad del becerro, FIG. 2, se afectan sus futuros pesos. Dado que existe una alta correlación entre la edad del animal y su peso corporal, fisiológicamente se producen pesos mayores a edades más avanzadas. Varios trabajos indican asociaciones altas y positivas entre la edad y el peso corporal en toretes mestizos, reportándose valores de 0,85 [2, 17].

Efecto de las interacciones genotipo por sexo y sexo por período

En la TABLA I se aprecian que las interacciones genotipo por sexo y sexo por período. En ambos casos usando el PROC MIXED en la opción UN no mostraron efecto significativo sobre los pesos predestete de los becerros, FIG. 1, por lo que son tratadas en conjunto. Estos hallazgos coinciden con lo citado por Isea [9], quien indica que existen otros factores de

índole ambiental que pueden influenciar el comportamiento de los becerros en la etapa predestete.

Efecto de la interacción genotipo por período

Dentro de todos los factores estudiados, la interacción genotipo por período o mes de evaluación resultó la de mayor importancia; ya que, además de que permite comparar el crecimiento de los diferentes genotipos durante el período de evaluación, también sirve para modelar las curvas de crecimiento de cada genotipo en el tiempo [4, 13]. En la TABLA I se puede apreciar que, dependiendo del procedimiento y la opción utilizada, la significancia varía. Observando diferencias en el análisis univariado bajo la opción RANDOM y la REPEATED del GLM. (P<0,05).

Para el caso del procedimiento MIXED, la TABLA I muestra que para la estructura de covarianza No Estructurada,

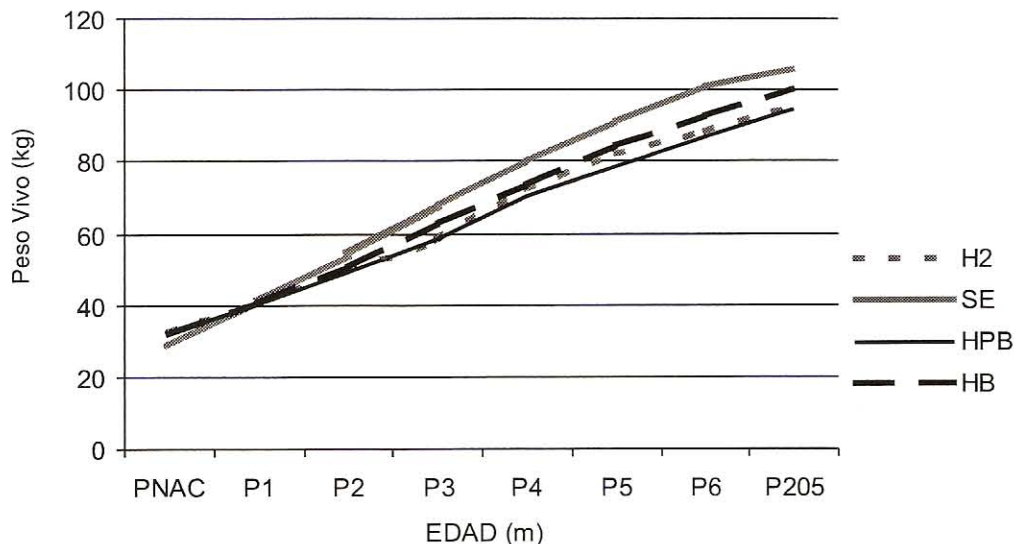


FIGURA 3. COMPORTAMIENTO PREDESTETE DE BECERROS MESTIZOS SEGÚN LA PREDOMINANCIA RACIAL.

resultó significativa ($P < 0,055$); mientras que, en los casos de CSH y CS resultó ser significativa ($P < 0,01$) y en AR1 fue no significativa ($P > 0,05$). Esto comprueba la hipótesis de este ensayo, cuando observamos claramente la distorsión producida al errar en la elección del método de análisis y la posible inferencia a realizar.

En la FIG. 3 se aprecian las curvas de crecimiento de los pesos promedios predestete mensuales por el genotipo. Se observan diferencias en el peso al nacer, donde los mestizos Senepol presentaron pesos inferiores (28 kg) en comparación con los otros genotipos (32 kg; $P < 0,05$); sin embargo, a partir del primer mes de nacidos, los becerros Senepol lograron superar a los demás, manteniendo esa tendencia hasta los 205 días de edad, TABLA V. Estos pesos son similares a los obtenidos en animales mestizos taurus-indicus en la zona [8]; pero considerados bajos si los comparamos a otros reportes [7], a pesar de que los animales fueron alimentados únicamente con dietas lácteas hasta los 4 meses de edad, donde posteriormente se sometieron a pastoreo rotativo con una suplementación de 300 g/animal/día de alimento balanceado comercial.

A pesar de que a los 205 días los pesos de los becerros no mostraron diferencia significativa, los animales Senepol presentaron una ligera tendencia superior, sugiriendo una mejor respuesta hacia la producción de carne dentro del sistema de producción y prácticas de manejo utilizadas.

CONCLUSIONES

Los pesos predestete de los becerros realizados mediante medidas repetidas, requieren de análisis con modelos mixtos debido a las altas correlaciones entre las mediciones tomadas en el mismo animal; así mismo, se presentaron diferencias entre los procedimientos GLM y MIXED, apreciándose

que los resultados podrían ser errados y por ende las inferencias en las pruebas de comparaciones, como ocurre en los análisis convencionales del GLM.

Se deben modelar previamente las estructuras de covarianzas para seleccionar la estructura más acertada de acuerdo a la distribución de los datos del ensayo; en este caso, la No Estructurada fue la elegida; se aprecia además que, de acuerdo a la estructura seleccionada, tanto los tests de F como las probabilidades de los efectos principales y sus interacciones pueden diferir marcadamente.

Los becerros mestizos mostraron similar crecimiento hasta el peso a los 205 días; sin embargo, a pesar que los Senepol presentaron pesos inferiores al nacimiento, estos comenzaron a superar a sus compañeros hasta los 7 meses. El sexo del becerro, el período y la interacción del período por genotipo resultaron significativos; mientras que en preanálisis otros efectos ambientales como la época, año de nacimiento y número de partos de la madre no tuvieron una influencia importante sobre el crecimiento predestete de los becerros, por lo cual fueron excluidos del modelo final.

RECOMENDACIONES

Se recomienda la utilización del PROC MIXED en los análisis de datos con medidas repetidas, dadas las ventajas teóricas y computacionales que se obtienen al compararse con el procedimiento convencional del GLM. Sumado a esto se recomienda utilizar la estructura de covarianza no Estructurada para evaluar los pesos predestete en becerros cuando se consideran varios períodos. Se debe continuar con la evaluación genética hasta la edad de 18 o 24 meses, para medir crecimiento en todas las etapas y procesos fisiológicos, lo que permitiría determinar diferencias más exactas y científicas de crecimiento animal.

TABLA V
PESO PROMEDIO (LSMEANS) DE BECERROS MESTIZOS A DIFERENTES PERÍODOS ± ERROR ESTÁNDAR
DE ACUERDO A CADA UNO DE LOS PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS

Genotipo *Período	LSMEAN	GLM (M)	GLM (R)	MIXED (CSH)	MIXED (CS)	MIXED (UN)	MIXED (AR1)
H2 (N)	32,37	0,975 a	1,914	1,249 a	2,760	0,975 a	3,013
HB (N)	32,21	1,101 a	2,161	1,411 a	3,116	1,101 a	3,402
HPB (N)	32,06	0,905 a	1,777	1,160 a	2,563	0,905 a	2,798
SE (N)	28,77	1,188 b	2,331	1,522 b	3,362	1,188 b	3,671
H2 (1)	40,96	1,093	1,914	1,153	2,760	1,093	3,013
HB (1)	40,79	1,234	2,161	1,302	3,116	1,234	3,402
HPB (1)	40,56	1,015	1,777	1,071	2,563	1,015	2,798
SE (1)	41,50	1,331	2,331	1,405	3,362	1,331	3,671
H2 (2)	49,94	1,451 b	1,914	1,453 b	2,760	1,451 b	3,013
HB (2)	51,00	1,638 ab	2,161	1,641 ab	3,116	1,638 ab	3,402
HPB (2)	49,37	1,347 b	1,777	1,349 b	2,563	1,347 b	2,798
SE (2)	54,44	1,767 a	2,331	1,770 a	3,362	1,767 a	3,671
H2 (3)	58,33	2,124 b	1,914 b	2,002 bc	2,760 b	2,124 b	3,013 b
HB (3)	62,82	2,398 ab	2,161 ab	2,261 ab	3,116 ab	2,398 ab	3,402 ab
HPB (3)	58,89	1,973 b	1,777 b	1,860 c	2,563 b	1,973 b	2,798 b
SE (3)	67,83	2,587 a	2,331 a	2,439 a	3,362 a	2,587 a	3,671 a
H2 (4)	72,35	2,771 ab	1,914 b	2,599 b	2,760 ab	2,771 b	3,013 b
HB (4)	73,45	3,129 ab	2,161 b	2,935 ab	3,116 ab	3,129 b	3,402 b
HPB (4)	70,10	2,574 b	1,777 b	2,414 b	2,563 b	2,574 b	2,798 b
SE (4)	80,16	3,376 a	2,331 a	3,167 a	3,362 a	3,376 a	3,671 a
H2 (5)	82,26	3,151 ab	1,914 bc	2,968 b	2,760 b	3,151 ab	3,013 b
HB (5)	84,39	3,558 ab	2,161 b	3,352 b	3,116 b	3,558 ab	3,402 ab
HPB (5)	78,39	2,926 b	1,777c	2,757 b	2,563 b	2,926 b	2,798 b
SE (5)	91,44	3,839 a	2,331 a	3,616 a	3,362 a	3,839 a	3,671 a
H2 (6)	88,69	3,822 b	1,914 bc	3,717 b	2,760 b	3,822 b	3,013 b
HB (6)	93,05	4,316 ab	2,161 b	4,197 ab	3,116 ab	4,316 ab	3,402 ab
HPB (6)	86,80	3,550 b	1,777 c	3,452 b	2,563 b	3,550 b	2,798 b
SE (6)	101,38	4,657 a	2,331 a	4,528 a	3,362 a	4,657 a	3,671 a
H2 (7)	95,55	4,467	1,914 bc	4,360 ab	2,760 b	4,467	3,013 b
HB (7)	100,57	5,044	2,161 b	4,923 ab	3,116 ab	5,044	3,402 ab
HPB (7)	94,43	4,149	1,777c	4,049 b	2,563 b	4,149	2,798 b
SE (7)	107,11	5,442	2,331 a	5,311 a	3,362 a	5,442	3,671 a

Nota: Para propósitos de presentación la interpretación de las pruebas de medias se señalan en las columnas de los errores típicos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ARANGUREN-MÉNDEZ, J. El mestizo lechero 5/8 taurino en la región Zuliana, Un genotipo promisorio para el trópico. En: **Manejo de la Ganadería Mestiza de Doble Propósito**. N. Madrid-Bury y E. Soto Eds. Cap. IV 75-89. 1995.
- [2] ARANGUREN-MÉNDEZ, J.; MADRID-BURY, N.; GONZÁLEZ-STAGNARO, C.; RINCÓN, E.; RAMÍREZ, L.; QUINTERO, A. Pubertad en toretes mestizos 5/8 Holstein y 5/8 Pardo Suizo. **Rev. Fac. Agron.** 12:393. 1995.
- [3] ARANGUREN-MÉNDEZ, J.; SOTO-CASTILLO, G.; QUINTERO, A.; ROJAS, N.; HERNÁNDEZ, H. Pubertad en novillas cruzadas suplementadas con bloques multinutricionales. **Rev. Científica de Veterinaria**. Vol VII(3): 185-196.1997.
- [4] FULLER, W.; BATTESE, G. Estimation of linear models with crossed-error structure. **J. Econometrics**. Vol. 2: 67-78. 1974.
- [5] GILL, J.; HAFS, H. Analysis of repeated measurements of Animals. **J. Anim. Sci.** Vol(33):2. 331:336. 1971.
- [6] HARVILLE, D. Recurse estimation using mixed linear models with autoregressive random Effects. In: **Proceedings of a Conference in Honor of C. R. Henderson, Variance Components and Animal Breeding**. Van Vleck, D. And Searle, S. Eds. 1979.
- [7] ISEA, W.; RINCÓN, E.. Producción de leche y crecimiento en la Ganadería Mestiza de Doble Propósito. En: **Ganadería Mestiza de Doble Propósito**. C. González-Stagnaro Ed.. Cap. VI 113-139. 1992
- [8] ISEA, W.; ROMÁN, R. Evaluación genética de un rebaño lechero mestizo y su orientación futura para la producción de leche y carne. **II Jornadas Nacionales de Investigación y Reproducción Animal**. Maracaibo, 36 pp. 1991.
- [9] ISEA, W. Producción de leche y raza paterna sobre el crecimiento predestete de becerros cruzados. **Rev. Científica de Veterinaria**. Vol IV(2): 85-98.1994.
- [10] LITTELL, R.; FREUND, R.; PHILIP, S. SAS, System for Lineal Models. **SAS, Series in statistical applications**. Third Edition. 329 pp. 1993.
- [11] LITTELL, R.; MILLIKEN, G.; WALTER, S.; WOLFINGER, R. **SAS, System for Mixed Models, Cary, NC**. SAS Institute Inc., 633 pp. 1996.
- [12] LITTELL, T.; HILLS, J. **Métodos Estadísticos para la Investigación en la Agricultura**. Editorial Trillas California, EUA. 1976.
- [13] ROGER, J.; KENWARD, M.. Repeated Measures using Proc Mixed Instead of Proc GLM. **First Annual Conference**. SouthEast SAS Users Group (SESUG'93). St. Petersburg Beach, Florida EUA. 1993
- [14] Stastical Analisis System. **SAS Institute Inc, Cary, NC**. USA. Versión 6.12. 1996.
- [15] SEARLE, S.; CASELLA, G.; MCCULLOCH. **The 1-Way Classification**. Cap 3 Variance Components. John Wiley & Sons, Inc. Eds. 44-68 p. 1992.
- [16] SERÉ, C. Classification of milk production systems in tropical South America; a first aproximation. **Prod. Anim. Trop** 8: 99. 1983.
- [17] TROCÓNIZ, J.; BELTRAN, J.; BASTIDAS, H.; LARREAL, H.; BASTIDAS, P. Testicular development body weight changes, puberty and semen traits of growing Guzarat and Nellore bulls. **Theriogenology**. 36:815. 1991.
- [18] VACCARO, L.; VERDE, O.; VACCARO, R. Estudios del comportamiento productivo en distintos grupos raciales en sistemas de doble propósito fuera de la región Zuliana. En: **Ganadería Mestiza de Doble Propósito**. C. González-Stagnaro Ed.. Cap. IV: 67-88. 1992.