

01673 2  
20j-



**UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA  
DE MEXICO**

FACULTAD DE MEDICINA VETERINARIA Y ZOOTECNIA

**SOBREVIVENCIA PREDESTETE EN BECERROS  
CRUZADOS FI BOS TAURUS X BOS INDICUS  
Y BOS INDICUS**

**TESIS CON  
FALLA DE ORIGEN**

**T E S I S**

PRESENTADA PARA LA OBTENCION DE GRADO DE  
MAESTRO EN PRODUCCION ANIMAL

P O R

**MVZ. JUAN JOSE BAEZA RODRIGUEZ**

ASESOR: MVZ. MSc. PhD. MOISES MONTAÑO BERMUDEZ





## **UNAM – Dirección General de Bibliotecas Tesis Digitales Restricciones de uso**

### **DERECHOS RESERVADOS © PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

Todo el material contenido en esta tesis está protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

## CONTENIDO

	<u>Página</u>
RESUMEN.....	1
INTRODUCCION.....	2
REVISION DE LITERATURA.....	4
CARACTERISTICAS DICOTOMICAS.....	8
MATERIAL Y METODOS.....	21
RESULTADOS Y DISCUSION.....	28
CONCLUSIONES.....	41
LITERATURA CITADA.....	43

LISTA DE CUADROS

Cuadro

Página

1. Número de nacencias por grupo de año de nacimiento y raza del semental. Datos utilizados en el análisis de la sobrevivencia predestete de becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, empleando el modelo lineal probabilístico..... 22
2. Frecuencias de los lógits por grupo de año de nacimiento y raza del semental. Datos utilizados en el análisis de la sobrevivencia predestete de becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, empleando el modelo logístico..... 25
3. Análisis de varianza para la sobrevivencia predestete en becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, utilizando el modelo lineal probabilístico..... 29
4. Análisis de varianza para la sobrevivencia predestete en becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, utilizando el modelo logístico.... 30

LISTA DE CUADROS  
(Continuación)

Cuadro

Página

5. Medias de cuadrados mínimos para el efecto de la raza del semental en la sobrevivencia predestete de becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, utilizando el modelo lineal probabilístico..... 33
6. Medias de cuadrados mínimos para el efecto de la raza del semental en la sobrevivencia predestete de becerros *Bos taurus* x *Bos indicus* (F<sub>1</sub>) y *Bos indicus*, utilizando el modelo logístico..... 34
7. Efectos genéticos directos de raza para la sobrevivencia predestete..... 39
8. Kilogramos de becerro destetado por vaca parida cuando se utilizan toros *Bos taurus* e Indobrasil con vacas Cebú..... 40

## RESUMEN

Juan José Baeza Rodríguez. Sobrevivencia predestete en becerros cruzados F<sub>1</sub> *Bos taurus* x *Bos indicus* y *Bos indicus* (bajo la dirección del Ph. D. Moisés Montaña Bermúdez).

Para evaluar la sobrevivencia del nacimiento al destete y estimar diferencias en efectos genéticos directos se utilizaron los registros de 2048 partos ocurridos entre los años de 1978 a 1986 en el campo experimental "El Macho", localizado en el municipio de Tecuala al norte del estado de Nayarit, México. Las hembras Cebú del ható fundador fueron inseminadas artificialmente con semen de toros Charolais, Chianina, Limousin, Simmental, Suizo Pardo e Indobrasil. Para estos cruzamientos se planearon dos épocas de empadre por año: el empadre de primavera (marzo a mayo) y el de otoño (septiembre a noviembre). Las crías fueron destetadas aproximadamente a los siete meses de edad. Para el análisis de la información se utilizaron dos modelos de efectos fijos: uno lineal probabilístico y otro logístico. Los efectos considerados en los modelos fueron: raza del padre, año de nacimiento de la cría, época de nacimiento de la cría, edad de la madre al parto y sexo de la cría. Los grupos de edad de la madre al parto fueron: 1) menores de 46 meses, 2) de 47 a 57 meses, 3) de 58 a 97 meses y 4) mayor de 97 meses. El año de nacimiento fue la única fuente de variación significativa ( $P < .01$ ) en el modelo logístico. La raza del padre y el año de nacimiento tuvieron un efecto significativo ( $P < .05$ ) sobre la sobrevivencia predestete cuando se empleó el modelo lineal probabilístico. Los becerros de padre Charolais y Chianina tuvieron una mayor ( $P < .05$ ) sobrevivencia (96.8 y 97.5%, respectivamente) que los de Indobrasil (90.8%). Los de Limousin, Suizo Pardo y Simmental fueron intermedios (93.6, 93.2 y 94.7%, respectivamente). Los efectos genéticos directos calculados como desviaciones de Limousin fueron 6.4, 7.8, 2.2 y -0.8% para Charolais, Chianina, Simmental y Suizo Pardo, respectivamente. Los kilogramos de becerro destetado por vaca parida, obtenidos con base en la sobrevivencia encontrada en este trabajo y los pesos ajustados a 205 días obtenidos en trabajos previos, con información de los mismos animales, fueron 154, 150, 141, 150, 143 y 135 kg cuando se utilizaron sementales Charolais, Chianina, Limousin, Simmental, Suizo Pardo e Indobrasil, respectivamente.

## INTRODUCCION

La eficiencia en la producción es un factor determinante en la rentabilidad de la industria del ganado bovino de carne y debe ser el principal objetivo de ésta (Davis et al., 1989). Esta eficiencia ha mostrado estar muy relacionada con la tasa reproductiva. Los investigadores generalmente han estado de acuerdo en que mejorar el comportamiento reproductivo (aumentar la fertilidad y la sobrevivencia) es mejorar la eficiencia de la producción total en el ganado de carne (Bourdon y Brinks, 1987; Davis et al., 1989).

En las zonas tropicales de nuestro país, la utilización del cruzamiento de razas europeas con cebuinas es una práctica que se ha ido implementando con el objetivo de mejorar la productividad de los bovinos de carne. La habilidad de los híbridos para adaptarse a las condiciones de calor y humedad de estas regiones, tolerar enfermedades y tener buenas características reproductivas, de crecimiento y de canal, son las razones que han llevado a los productores a realizar cruzamientos en sus explotaciones. El desconocimiento del tipo de híbrido que produzca el mejor comportamiento, en estas condiciones climáticas y de manejo, provoca que los ganaderos cambien constantemente de razas, lo que impide que se puedan llevar a cabo sistemas de cruzamientos regulares, desaprovechando muchas de las ventajas que estos tienen.

Los propósitos del presente estudio fueron evaluar la sobrevivencia del nacimiento al destete en becerros producto del cruzamiento de sementales Limousin, Charolais, Chianina, Simmental, Suizo Pardo y Cebú con vacas Cebú; así como determinar si los efectos de raza paterna y genéticos directos, de las razas empleadas, son una fuente de variación para esta característica.



## REVISION DE LITERATURA

La mortalidad predestete es una característica determinada por factores genéticos y ambientales. En cruzamientos, la heterosis directa y los efectos directos de raza son los efectos genéticos que tienen mayor importancia sobre el porcentaje de sobrevivencia predestete. Gregory et al., 1978a, McElhenney et al., 1985, Dearborn et al., 1987b y Reynolds et al., 1990 encontraron que la sobrevivencia comprendida entre el nacimiento y el destete está afectada por la heterosis directa. Se han registrado efectos genéticos directos significativos para la sobrevivencia predestete (Gregory et al., 1978a; Dearborn et al., 1987a). La raza del padre es un factor genético que combina la heterosis directa y los efectos directos de raza y se ha encontrado que influyen significativamente sobre la viabilidad predestete de los becerros (Gregory et al., 1978b; Dhuyvetter et al., 1985; Dearborn et al., 1987b; Tinker et al., 1988; Sacco et al., 1989; Reynolds et al., 1990).

La viabilidad predestete es una característica que no es afectada significativamente por el efecto de la raza de la madre (Long y Gregory, 1974; Gregory et al., 1978b; Gregory et al., 1979; Bailey, 1981; Koch et al., 1985; McElhenney et al., 1985; Trail et al., 1985; Thrift et al., 1986; Dearborn et al.,

1987a; Dearborn et al., 1987b; Neville et al., 1988; Sacco et al., 1989; Bailey et al., 1990).

Algunos autores han considerado que determinadas razas, al ser utilizadas como paternas, provocan un aumento en la mortalidad de los becerros; también han señalado que esto es probablemente debido a que aumentan el tamaño de la cría al nacimiento y con esto la frecuencia de dificultades al parto, así como un aumento de la mortalidad perinatal, que es la que mayores pérdidas antes del destete produce ( Gregory et al., 1978b).

Gregory et al. (1978b), en una investigación en la cual realizaron cruzamientos de hembras Hereford y Angus con sementales Red Poll, Suizo Pardo, Gelbvieh, Main-Anjou, Chianina, Hereford y Angus, observaron que, con excepción de la raza Suizo Pardo, las razas del padre que produjeron los becerros más pesados y las mayores dificultades de parto, mostraron menor viabilidad predestete de las crías. En este trabajo se pudo observar que otra razón que ocasionó un aumento en los problemas perinatales de algunos grupos de razas de sementales, fueron las grandes diferencias existentes en el peso al nacer entre las razas británicas (Hereford y Angus) utilizadas como maternas y las razas continentales (Gelbvieh, Maine-Anjou y Chianina) empleadas en este estudio como paternas. En promedio, los sementales Gelbvieh, Maine-Anjou y Chianina tuvieron becerros que pesaron, respectivamente, 3.3,

5.4 y 4.8 kg más que los Hereford y Angus.

Dearborn et al. (1987b), al igual que en el trabajo anterior, encontraron que los sementales de razas que tienen becerros con mayores pesos al nacimiento, registraron menores porcentajes de sobrevivencia. En esta investigación se compararon animales Hereford contra Red Poll en un dialelo. Al final del destete se obtuvo un  $10.5 \pm 6.2$  % más crías de los sementales Red Poll, las que en promedio pesaron al nacimiento  $2.6 \pm 1.2$  kg menos que las de sementales Hereford.

Tinker et al. (1988) encontraron diferencias significativas entre los porcentajes de sobrevivencia de los becerros descendientes de sementales Gelbvieh y Limousin. Los primeros tuvieron  $2.1\%$  ( $P < .05$ ) menos viabilidad que los Limousin y fueron  $1$  kg ( $P < .05$ ) más pesados al nacimiento. Las hembras utilizadas como madres en este trabajo fueron híbridos de ocho diferentes combinaciones de dos razas (Angus x Hereford, Hereford x Angus, Charolais x Angus, Charolais x Hereford, Suizo Pardo x Angus, Suizo Pardo x Hereford, Jersey x Angus y Jersey x Hereford).

Dhuyvetter et al. (1985), utilizando vacas de los mismos genotipos que en el trabajo anterior, compararon las razas Charolais y Limousin como razas paternas y encontraron que las crías Charolais tuvieron  $9.3\%$  de pérdidas por muerte antes del destete y entre las crías Limousin  $4.7\%$ . La alta mortalidad de los becerros de padre Charolais ( $4.6$  puntos porcentuales más

que los de Limousin) estuvo probablemente asociada con su elevado porcentaje de dificultad al parto.

Se ha observado que la mortalidad predestete es mayor entre los animales de razas cebuinas que entre las europeas. McElhenney et al. (1985), utilizando un dialelo de cinco razas (Angus, Brahman, Hereford, Holstein y Jersey), encontraron que los becerros Brahman tenían mayor mortalidad (27.1 %) que cualquiera de las otras razas puras utilizadas, las cuales fluctuaron entre 6.1 y 21.2 %. A su vez, se observó que las cruzas con Brahman presentaron una mortalidad comprendida entre el 6.2 y el 12.5%, la que no fue tan alta como la de los animales puros. Reynolds et al. (1980) encontraron, al comparar Angus, Brahman y sus cruzas, que la sobrevivencia de los Brahman puros fué inferior a la de los otros grupos raciales (92.9, 73.2 y 94.8 %, respectivamente). En este trabajo se observó un efecto significativo de la raza del padre; las crías de sementales Angus tuvieron un 9.9% ( $P < .05$ ) más sobrevivencia que las de Brahman.

La sobrevivencia predestete es mayor cuando están presentes efectos de heterosis. Aún cuando estos efectos por lo general son positivos, no existen diferencias entre los porcentajes de heterosis que se obtienen por el cruzamiento de diferentes razas. Gregory et al. (1978a) realizaron cruzamientos entre las razas Red Poll, Hereford, Angus y Suizo Pardo, y encontraron que, a excepción de la combinación Red

Poll-Hereford (-3.4), los efectos de heterosis fueron positivos 3.6, 8.5, 4.1, 9.2 y 1 puntos porcentuales para las combinaciones Suizo Pardo-Red Poll, Suizo Pardo-Hereford, Red Poll-Angus, Suizo Pardo-Angus y Hereford-Angus, respectivamente. La magnitud de estos efectos fueron similares para la mayoría de las combinaciones de razas empleadas, solo aquéllas que contenían Suizo Pardo fueron mayores; esto fué debido, probablemente, al bajo porcentaje de sobrevivencia de esta raza.

La sobrevivencia predestete por ser una característica básicamente del becerro, está determinada significativamente por efectos directos de raza. En el trabajo de Gregory *et al.* (1978a) se encontraron efectos directos positivos para el porcentaje de becerros destetados de las razas Red Poll, Hereford y Angus (4.1, 4.4 y 2.4 puntos porcentuales, respectivamente); sólo la raza Suizo Pardo tuvo efectos directos negativos para esta característica (-10.8 puntos porcentuales).

#### Características dicotomicas.

Existen características productivas en los animales domésticos que no exhiben, a simple vista, una variación continua, pero, que al hallarse sujetas a un análisis genético se encuentra que están influidas por muchos genes como en el caso de los caracteres métricos. Esto quiere decir que los

valores fenotípicos son discontinuos, pero el modo de herencia es como el de un caracter que varía de forma continua (Falconer, 1970).

En este tipo de caracteres existe una continuidad subyacente, con un "umbral" que impone una discontinuidad en la expresión visible de la variable. Es probable que la continuidad subyacente dependa de varios factores genéticos y ambientales; los cuales pueden tener una distribución continua y que al exceder en conjunto ciertos umbrales hacen cambiar la expresión de la característica.

Si se pudiese hacer la medición de la variación subyacente, se haría en una escala que produciría una distribución normal y se expresaría en términos de su desviación estándar. La escala antes mencionada es llamada "escala subyacente" y nos describe los valores fenotípicos de una manera continua.

Una característica dicotómica es un caso especial de las variables umbrales, y es aquélla que sólo tiene dos expresiones alternativas. En cada individuo de una población dada, tenemos una observación que toma una de las dos posibles formas. Si para el  $i$ -ésimo individuo se puede representar esta observación, o respuesta, por una variable aleatoria,  $y_i$ , entonces se podrían codificar los dos posibles valores de  $y_i$  como cero y uno. Comúnmente se llama a  $y_i = 0$  como fracaso y a  $y_i = 1$  como éxito.

Los grupos de individuos, como son las familias o la población total pueden tener cualquier valor, expresado en la proporción o porcentaje de individuos de una u otra clase, a lo cual se le puede llamar incidencia del carácter (Falconer, 1970). La incidencia es bastante adecuada como descripción de la población o de algún grupo, pero la escala de porcentajes en la cual se expresa no resulta apropiada para algunos propósitos, porque en dicha escala las varianzas difieren de acuerdo con las medias (Falconer, 1970).

Los registros individuales de una variable dicotómica, también llamada binaria, codificados como ceros y unos, pueden ser descritos por un modelo lineal que incluya variables explicativas de tipo genético y ambiental, las cuales pueden ser categóricas o continuas. El modelo de probabilidad lineal, como es conocido el modelo que se acaba de describir, se puede representar como:

$$P_i = \alpha + \beta x_i$$

donde

$P_i$  = probabilidad de éxito.

$\alpha$  = media general.

$\beta$  = parámetro para la variable independiente.

$x_i$  = variable independiente asociada con el  $i$ -ésimo individuo.

El método de cuadrados mínimos se puede aplicar directamente a las variables binarias, esto es tratar a las observaciones 0 y 1, justo como si fueran observaciones

cuantitativas y, mediante la utilización del análisis de varianza, se pueden obtener los estimadores de los parámetros que se encuentran en el modelo (Harvey, 1982).

Azzam (1985) menciona que la aplicación de este método tiene dos problemas primordiales. El primero de ellos es el de violar dos de los supuestos fundamentales de los cuadrados mínimos: el de que las variables aleatorias deben distribuirse normalmente y el de tener a su vez una varianza constante (homocedasticidad) (Cox, 1969). Las variables dicotómicas tienen una distribución binomial; Draper y Smith (1966) dicen que, aunque la ausencia de normalidad no interfiere en la estimación de los parámetros de cuadrados mínimos, sí es necesaria para realizar inferencia estadística en los parámetros, es decir pruebas de hipótesis e intervalos de confianza.

Considerando a la variable dicotómica como un ensayo Bernoulli, la varianza de las observaciones,  $V(y_1)$ , es  $P_1(1-P_1)$  (Azzam, 1985); dado que  $y_1$  toma los valores 0 y 1, entonces  $y_1^2 = y_1$ , por lo que la condición de varianza constante no puede ser sostenida, exceptuando el caso cuando las  $P_1$  sean todas iguales (Cox, 1969). Así, cuando  $P_1$  es extrema la varianza es pequeña, pero se incrementa cuando  $P_1$  se acerca a niveles intermedios. Para solucionar este problema de heterocedasticidad, Pindyck y Rubinfeld (1981), citados por Azzam (1985), sugieren el uso del método de cuadrados mínimos



ponderados, donde los inversos de las desviaciones estándar de cada celda son los factores de ponderación.

El segundo problema, y el más serio, resulta del hecho de que el modelo de probabilidad lineal ajustado puede predecir probabilidades por fuera del rango de 0 a 1 (Cox, 1969). Para solucionar este problema habría que encontrar una función de distribución que relacione un valor de la variable independiente,  $x_1$ , y una probabilidad de éxito,  $P_1$ , la cual esté entre cero y uno. Esta función se puede representar como:

$$P_1 = F(\alpha + \beta x_1),$$

donde

$F_x(\cdot)$  = función de distribución acumulada (FDA). Sea  $x$  una variable aleatoria con cierta función de distribución. Sea  $F_x(\alpha)$  la función de distribución acumulada de  $\alpha$  variable aleatoria, en donde  $F_x(\alpha) = P(x \leq \alpha)$ .

Las funciones de distribución acumulada que más se han empleado en el análisis de variables dicotómicas son la FDA de la distribución uniforme, la FDA de la normal estándar y la FDA de la logística. Los modelos que se basan en estas funciones son: el modelo de probabilidad lineal que es equivalente a usar la FDA de la distribución uniforme; el modelo próbit que está basado en la FDA normal estándar y se expresa con la siguiente fórmula:

$$P_1 = F(\alpha + \beta x_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\alpha + \beta x_1} -u^2 / 2 \quad du$$

donde 'u' es una variable aleatoria, que tiene una distribución normal estándar.

El modelo logístico está basado en la FDA logística, la cual transforma el modelo de la siguiente manera:

$$P_1 = F(\alpha + \beta x_1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta x_1)}}$$

Para obtener un estimador de  $\alpha + \beta x_1$ , se toma la inversa de la FDA (Azzam, 1985). En el modelo próbit, la inversión de la FDA es más difícil que en el caso del modelo lógit. Dado que este último modelo es intrínsecamente lineal, esto es, que con una adecuada transformación de las variables puede expresarse en forma de un modelo lineal estándar, el procedimiento de cuadrados mínimos puede utilizarse para estimar los parámetros. Azzam (1985) demostró, con el siguiente desarrollo, como se transforman las variables para poder convertir el modelo en lineal.

$$P_1 = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta x_1)}}$$

$$P_i \left[ 1 + e^{-(\alpha + \beta x_i)} \right] = 1$$

$$1 + e^{-(\alpha + \beta x_i)} = \frac{1}{P_i}$$

$$e^{-(\alpha + \beta x_i)} = \frac{1 - P_i}{P_i}$$

$$-(\alpha + \beta x_i) = \ln \left[ \frac{1 - P_i}{P_i} \right]$$

$$\alpha + \beta x_i = \ln \left[ \frac{P_i}{1 - P_i} \right] \quad \begin{array}{l} P_i \neq 0 \\ P_i \neq 1 \end{array}$$

Pindyck y Rubenfeld (1981), según cita Azzam (1985), opinan que, si los datos pueden agruparse de tal manera que los  $P_i$  puedan estimarse por  $\hat{P}_i = r_i / n_i$ , donde ' $r_i$ ' es el número de éxitos y ' $n_i$ ' es el número de individuos en la  $i$ -ésima celda, entonces el  $\ln(\hat{P}_i / (1 - \hat{P}_i))$  puede ser sujeto a un análisis de varianza.

Cox (1969) menciona que los cuadrados mínimos estiman la regresión de un lógit en el valor promedio de las variables independientes en la celda correspondiente. Con esto último, y considerando al  $i$ -ésimo lógit como el  $\ln(\hat{P}_i / (1 - \hat{P}_i))$ , entonces éste puede ser descrito con el siguiente modelo lineal:

$$\ln \left[ \frac{\hat{P}_i}{1 - \hat{P}_i} \right] = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i$$

donde

$\hat{P}_i$  = probabilidad empírica en la  $i$ -ésima celda o población

$\alpha$  = media general de los lógits

$\beta_j$  =  $j$ -ésimo parámetro para la  $j = 1, \dots, n$  variable independiente

$x_{ij}$  = variable independiente asociada con la  $i$ -ésima celda y el  $j$ -ésimo parámetro.

$\varepsilon_i$  = error asociado con la  $i$ -ésima celda.

En algunos casos se pueden esperar valores extremos de  $r_i$ , lo que ocasiona que el lógit no se pueda calcular, esto es, cuando  $r_i = 0$  ó  $r_i = n_i$ , la división de las probabilidades dentro del lógit no se puede realizar. Si una constante, usualmente  $1/2$ , es adicionado, tanto en el numerador como en el denominador, el problema quedará subsanado con un cambio mínimo en el valor esperado del lógit (Cox, 1969).

$$\ln \left[ \frac{\hat{P}_i + \frac{1}{2}}{1 - \hat{P}_i + \frac{1}{2}} \right] = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i$$

En esta variable aún existe el problema de que la varianza del error varíe con la probabilidad y el número total de observaciones en la  $i$ -ésima celda (heterocedasticidad). La

solución a éste, como se ha discutido previamente, es el uso del metodo de cuadrados mínimos ponderados, el cual tiene como idea básica el de transformar el lógit a otra variable de tal manera que satisfaga el supuesto de varianza constante. Supóngase que el modelo a considerar es

$$\underline{L} = X \underline{\beta} + \underline{\epsilon}$$

donde

$\underline{L}$  = vector de lógits

$X$  = la matriz de variables independientes

$\underline{\beta}$  = el vector de parámetros

$\underline{\epsilon}$  = el vector de residuales

$$E(\epsilon) = 0 \quad V(\epsilon) = D\sigma^2 \quad \epsilon \sim N(0, D\sigma^2)$$

y si se premultiplica ambos lados de la ecuación por el inverso de la matriz de varianza y covarianzas

$$D^{-1} = \begin{bmatrix} W_1 & & & & 0 \\ & W_2 & & & \\ & & \cdot & \cdot & \\ & & & \cdot & \\ 0 & & & & W_n \end{bmatrix}$$

donde las  $W$  son los ponderadores; obteniendose un nuevo modelo

$$D^{-1} \underline{L} = D^{-1} X \underline{\beta} + D^{-1} \underline{\epsilon}$$

o

$$Z = Q \beta + f$$

donde

$$i) E(\underline{f}) = 0 \quad ii) V(\underline{f}) = I\sigma^2 \quad iii) \underline{f} \sim N(\underline{0}, I\sigma^2)$$

Azzam (1985) sugiere la siguiente varianza para muestras grandes para ser usada en la estimación de los cuadrados mínimos ponderados de un modelo lógit.

$$V_1 = \frac{(n_1 + 1)(n_1 + 2)}{n_1(r_1 + 1)(n_1 - r_1 + 1)}$$

así,  $W_1 = 1 / \sqrt{V_1}$  es usado como factor de ponderación.

Las medias de cuadrados mínimos que se producen en este análisis están en una escala logarítmica y por lo tanto no se pueden interpretar directamente. Azzam (1989) emplea la siguiente transformación, para que las medias estén en su escala original y poder inferir sobre cualquier factor incluido en el modelo:

$$MCMP = \frac{1}{1 + e^{-MCML}}$$

donde:

MCMP = media de cuadrados mínimos en porcentaje

MCML = media de cuadrados mínimos en logaritmo

Para obtener intervalos de confianza (IC) al 95 %, Azzam et al. (1989) utilizaron la  $MCML \pm 1.96$  (basado en una distribución 't' con tamaño de muestra grande) multiplicado por el error estándar (EE) de la MCML.

$$IC = \frac{1}{1 + e^{-(MCML \pm 1.96(EE))}}$$

Otros procedimientos y transformaciones, alternativos al método antes mencionado, han sido empleados en el análisis de características dicotómicas. Azzam (1985) menciona que pruebas de homogeneidad por métodos de  $\chi^2$  pueden ser utilizados para probar las hipótesis de la existencia de diferencias entre las dos posibles proporciones de la variable dependiente. Sin embargo, este método no contribuye con ninguna información concerniente al efecto de factores ambientales sobre la respuesta en cada individuo. Porcentajes de este tipo de variables han sido descritas por modelos lineales y sujetas a procedimientos de análisis de varianza después de ser transformadas a arco-seno o raíz cuadrada, lo cual conduce al problema del uso de análisis de varianza en datos que no están normalmente distribuidos (Harvey , 1982). Este último haciendo referencia a Li (1964), menciona que la transformación arco-seno o angular es útil cuando los tamaños de muestra, para la estimación de muchos de los porcentajes de subclases, son pequeños. También dice que Li encuentra poco valor en la utilización de la transformación raíz cuadrada en porcentajes.

Uno de los procedimientos alternativos para el análisis de variables dicotómicas es el método de cuadrados mínimos, que toma los datos binarios directamente (0 ó 1) y los analiza de la misma manera como lo haría si fuera una variable continua. Harvey (1982) menciona que los estimadores de los efectos de tratamiento y las medias de cuadrados mínimos, obtenidos de

este tipo de análisis, son insesgados. La potencia de las pruebas de significancia depende, en gran medida, de si se tiene el número adecuado de observaciones para el cálculo de los efectos de tratamientos o las medias. Una manera de asegurarse de tener un número adecuado de observaciones en cada celda, es que  $n\mu$  y  $n(1-\mu)$  sean mayores o iguales a 5, donde ' $\mu$ ' es la probabilidad de éxito y ' $n$ ' es el tamaño de muestra. Las principales ventajas de la utilización del procedimiento de cuadrados mínimos generales, según Harvey (1982), son: en primer lugar, la fácil disponibilidad de programas de cómputo para cuadrados mínimos generales y, segundo, la mayor flexibilidad de este procedimiento con respecto a otros métodos.

### Componentes genéticos.

De acuerdo con los modelos genéticos descritos por Dickerson (1969, 1973), el comportamiento productivo promedio de grupos genéticos en cruzamientos se pueden describir utilizando los siguientes componentes genéticos:

- $g_A^I$  = efecto aditivo directo
- $g_A^M$  = efecto aditivo materno
- $h_{AB}^I$  = heterosis directa individual



Los componentes genéticos se pueden definir como desviaciones del promedio de las razas puras utilizadas (Dickerson, 1969) o de otro punto de referencia apropiado.

En ocasiones sólo se cuenta con hembras de razas nativas o adaptadas a la región en la cual se va a desarrollar una evaluación de razas de sementales, que son los únicos que pueden ser introducidos. De esta manera, las diferencias entre grupos genéticos, que incluyen razas paternas introducidas que se aparean con maternas nativas o adaptadas, están determinadas por diferencias en efectos aditivos individuales y de heterosis. Aunque en este tipo de diseños no se pueden aislar los efectos de heterosis, se puede suponer que éstos son de igual magnitud para los diferentes grupos genéticos (Cundiff, 1982). Por lo anterior se puede considerar que las diferencias entre grupos genéticos representan la mitad de las diferencias en efectos aditivos individuales. A manera de ejemplificar lo anterior, se desarrolla el siguiente esquema utilizando sementales Charolais (C) y Limousin (L) y hembras Cebú (Z).

$$(C \times Z) - (L \times Z) = \frac{1}{2} (g_C^1 + g_Z^1 - g_L^1 + g_Z^1) + (h_{CZ}^1 - h_{LZ}^1)$$

donde  $(h_{CZ}^1 - h_{LZ}^1) = 0$

$$(C \times Z) - (L \times Z) = \frac{1}{2} (g_C^1 - g_L^1)$$

## MATERIAL Y METODOS

Se utilizaron los registros de 2048 partos ocurridos entre los años de 1977 y 1987 (Cuadro 1), en el Campo Experimental "El Macho" perteneciente al Instituto Nacional de Investigaciones Forestales y Agropecuarias (INIFAP), localizado en el municipio de Tecuala al norte del Estado de Nayarit, México. Estos registros corresponden a hembras de raza Cebú.

Las hembras del ható fundador (Cebú) se inseminaron con semen de toros Charolais, Chianina, Limousin, Simmental, Suizo Pardo e Indobrasil. Para este sistema de cruzamientos se utilizaron dos épocas de empadre por año, cada una de 60 días de duración para las vacas adultas y de 75 para las novillas. El empadre de primavera estuvo comprendido entre los meses de marzo y mayo, y el de otoño entre septiembre y noviembre.

Las crías permanecieron con sus madres, en potreros de estrella de Africa (*Cynodon plectostachyus*), hasta la edad de siete meses. En época de estiaje las hembras con cría al pie fueron suplementadas con 2 kg de sorgo molido por animal por día.

Para el análisis estadístico de la sobrevivencia predestete se utilizaron dos procedimientos. En el primero de ellos, se codificó como 0 cuando la cría murió antes del destete y 1 cuando la cría fue destetada. Esta variable se analizó por el procedimiento de cuadrados mínimos, usando un

CUADRO 1. NUMERO DE NACENCIAS POR GRUPO DE AÑO DE NACIMIENTO Y RAZA DEL PADRE. DATOS UTILIZADOS EN EL ANALISIS DE LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE DE BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS INDICUS, EMPLEANDO EL MODELO LINEAL PROBABILISTICO

Raza del padre	Año de nacimiento											total
	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	
Charolais	0	6	8	37	19	36	9	25	19	4	3	166
Chianina	1	6	8	26	20	22	13	22	18	7	0	143
Limousin	0	9	5	36	27	32	13	24	25	16	0	187
Simmental	0	2	7	53	29	36	8	27	31	16	2	211
Suizo Pardo	11	4	6	86	60	44	10	9	21	23	18	292
Indobrasil	22	39	5	216	191	130	125	45	114	100	62	1049
Total	34	66	39	454	346	300	178	152	228	166	85	2048

modelo con los siguientes efectos fijos: raza del padre (Indobrasil, Charolais, Chianina, Limousin, Simmental y Suizo Pardo), año de nacimiento (de 1977 a 1987), sexo de la cría (macho o hembra), época de nacimiento (diciembre-marzo o junio-septiembre), edad de la madre al parto (menor de 46 meses, de 46 a 57 meses, de 58 a 97 meses y mayor de 97 meses). Las interacciones dobles y triples no se incluyeron porque en análisis preliminares no resultaron significativas ( $P > .25$ ). El peso de la cría al nacimiento se incluyó como covariable y no resultó significativa para este análisis, por lo que tampoco se incluyó en el análisis definitivo.

Para evitar los probables sesgos en los estimadores, ocasionados por la naturaleza de la variable (dicotómica), la información también se analizó usando una transformación lógit. En este caso se emplearon a los lógits ( $L_i$ ) como variables de respuesta y fueron calculados para cada celda formada por raza del padre, sexo, edad de la madre al parto, época de nacimiento y año de nacimiento, con la siguiente ecuación (Cox, 1969):

$$L_i = \ln \left[ \frac{(r_i + .5)}{(n_i - r_i + .5)} \right]$$

Donde:

$\ln$  = Logaritmo natural,

$r_i$  = Número de éxitos en la  $i$ -ésima celda,

$n_i$  = Número total de observaciones en la  $i$ -ésima celda.

Los lógits se analizaron por el procedimiento de cuadrados mínimos ponderados. El modelo incluyó los efectos fijos de raza del padre (Indobrasil, Charolais, Chianina, Limousin, Simmental y Suizo Pardo), año de nacimiento (de 1980 a 1986), sexo de la cría (macho o hembra), época de nacimiento (diciembre-mayo o junio-septiembre); y edad de la madre al parto (menor de 46 meses, de 46 a 57 meses, de 58 a 97 meses y mayor de 97 meses). Los registros que se utilizaron en este análisis se encuentran resumidos en el Cuadro 2. Las interacciones dobles y triples no se incluyeron porque en análisis preliminares no resultaron significativas ( $P > .25$ ). En este análisis no se utilizó la información de 1977, 1978, 1979 y 1987 como se hizo con el modelo anterior, porque para el análisis se eliminaron los lógits con menos de cinco observaciones por tener una varianza muy grande, lo que ocasionó que en estos años hubieran muy pocos lógits.

El factor de ponderación empleado fue el inverso de la desviación estándar muestral ( $1 / \sqrt{V_i}$ ).

Donde:

$$V = \frac{(n_1 + 1) (n_1 + 2)}{n_1 (r_1 + 1) (n_1 - r_1 + 1)}$$

Para poder hacer inferencias de las medias que se obtienen en este análisis, estas se transformaron a escala lineal utilizando el procedimiento que se describe en la siguiente

**CUADRO 2. FRECUENCIAS DE LOS LOGITS POR GRUPO DE AÑO DE NACIMIENTO Y RAZA DEL PADRE. DATOS UTILIZADOS EN EL ANALISIS DE LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE DE BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS INDICUS, EMPLEANDO EL MODELO LOGISTICO**

Raza del padre	Año de nacimiento							total
	80	81	82	83	84	85	86	
Charolais	3	1	2	0	2	2	0	10
Chianina	1	2	1	1	1	1	0	7
Limousin	3	2	3	1	1	1	1	12
Simmental	4	3	2	0	1	2	0	12
Suizo Pardo	4	3	3	0	0	1	0	11
Indobrasil	6	9	9	6	5	9	8	52
<b>Total</b>	<b>21</b>	<b>20</b>	<b>20</b>	<b>8</b>	<b>10</b>	<b>16</b>	<b>9</b>	<b>104</b>

fórmula (Azzan, 1989):

$$MCMp = \frac{1}{1 + e^{-MCML}}$$

donde:

MCMp = media de cuadrados mínimos en porcentaje

MCML = media de cuadrados mínimos en logaritmo

De acuerdo con los modelos genéticos descritos por Dickerson (1969, 1973), los componentes genéticos que contribuyeron al comportamiento productivo de los grupos genéticos estudiados, derivados del uso de toros Charolais (C), Chianina (CI), Limousin (L), Simmental (S), Suizo Pardo (P), e Indobrasil (I) con vacas Cebú (Z) son:

$$C \times Z = \frac{1}{2} g_C^I + \frac{1}{2} g_Z^I + g_Z^H + h_{CZ}^I$$

$$CI \times Z = \frac{1}{2} g_{CI}^I + \frac{1}{2} g_Z^I + g_Z^H + h_{CIZ}^I$$

$$L \times Z = \frac{1}{2} g_L^I + \frac{1}{2} g_Z^I + g_Z^H + h_{LZ}^I$$

$$S \times Z = \frac{1}{2} g_S^I + \frac{1}{2} g_Z^I + g_Z^H + h_{SZ}^I$$

$$P \times Z = \frac{1}{2} g_P^I + \frac{1}{2} g_Z^I + g_Z^H + h_{PZ}^I$$

$$I \times Z = g_Z^I + g_Z^H$$

El comportamiento de I x Z se expresó suponiendo que tanto

la heterosis I x Z ( $h_{IZ}^I$ ), como la diferencia entre los efectos genéticos directos de Indobrasil y de Cebú fueron insignificantes. De esta manera, las diferencias entre los grupos genéticos que incluyeron padres de razas europeas están determinadas por diferencias en efectos aditivos individuales y de heterosis. Sin embargo, los efectos de heterosis de las diferentes razas europeas con Cebú son probablemente iguales (Cundiff, 1982); por lo que, las diferencias entre grupos genéticos representan la mitad de las diferencias en efectos genéticos directos. Estos efectos se expresaron como desviaciones del promedio de las crías de toros Limousin. La razón de utilizar esta raza como referencia fue, la de uniformar los resultados aquí obtenidos con los de un trabajo previo que utilizó la misma información, y en el que se calcularon los efectos genéticos para los pesos al nacimiento, destete, año y 18 meses en base a la raza Limousin por tener un peso destete similar al Cebú.

Los efectos genéticos directos para Indobrasil no se estimaron porque la diferencia entre las crías I x Z y L x Z, como se muestra en la siguiente ecuación, incluye, además de las diferencias en efectos genéticos directos ( $g^I$ ), el de heterosis Limousin x Cebú ( $h_{LZ}^I$ ), que no se puede cuantificar.

$$(I \times Z) - (L \times Z) = \frac{1}{2} g_Z^I - \frac{1}{2} g_L^I - h_{LZ}^I$$



## RESULTADOS Y DISCUSION

Los resultados de los análisis de varianza de la característica sobrevivencia predestete de becerros *F1 Bos taurus X Bos indicus* se presentan en los Cuadros 3 y 4.

Cuando se utilizó el modelo lineal probabilístico (Cuadro 3), la raza del padre fue una fuente de variación significativa ( $P < .05$ ), así como el año de nacimiento de la cría ( $P < .05$ ). La edad de la madre, la época del nacimiento y el sexo de la cría no influyeron significativamente en la expresión de la característica estudiada ( $P > .05$ ).

En el Cuadro 4 se presenta el análisis de varianza que resultó cuando se empleó el modelo logístico. Sólo el año de nacimiento resultó significativo ( $P < .01$ ). Los efectos de raza del padre, edad de la madre, época de nacimiento y sexo de la cría no influyeron sobre la sobrevivencia ( $P > .05$ ).

En los Cuadros 5 y 6 se presentan las medias de cuadrados mínimos y los errores estándar de los porcentajes de sobrevivencia predestete, para los modelos probabilístico y logístico, respectivamente. Dado que, para poder emplear el modelo logístico se tuvieron que eliminar observaciones y se evaluaron menos años que los empleados en el modelo lineal probabilístico, y considerando que la información utilizada en este último cumple con los supuestos de los cuadrados mínimos y

**CUADRO 3. ANALISIS DE VARIANZA PARA LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE EN BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS INDICUS, UTILIZANDO EL MODELO LINEAL PROBABILISTICO.**

Fuente de variación	Grados de libertad	Cuadrados medios	Valor de F
Raza del padre	5	0.2020	2.79 *
Año de nacimiento	10	1.6979	23.49 **
Edad de la madre	3	0.0702	0.97 NS
Epoca de nacimiento	1	0.0215	0.30 NS
Sexo de la cría	1	0.0027	0.04 NS
Error	2028	0.0723	

CV = 29.52

\*\* (P < .01)

\* (P < .05)

NS No significativo

**CUADRO 4. ANALISIS DE VARIANZA PARA LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE  
EN BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS  
INDICUS, UTILIZANDO EL MODELO LOGISTICO.**

Fuente de variación	Grados de libertad	Cuadrados medios	Valor de F
Raza del padre	5	0.1098	0.19 NS
Año de nacimiento	6	9.3823	16.37 **
Edad de la madre	3	0.5236	0.91 NS
Epoca de nacimiento	1	0.4806	0.84 NS
Sexo de la cría	1	0.1224	0.21 NS
Error	87	0.5732	

CV = 37.20

\*\* (P < .01)

NS No significativo

no produce estimadores fuera del rango 0 a 1, solo se discuten los resultados obtenidos con el modelo probabilístico. En el Cuadro 5 se puede observar que las crías de sementales Charolais, Chianina y Simmental mostraron mayor sobrevivencia que las de Indobrasil. No se encontraron diferencias entre las crías de sementales *Bos taurus*.

Gregory et al. (1979), Gregory et al. (1985), Williamson y Humes (1985), Morrison et al. (1989), Reynolds et al. (1990) y Gregory et al. (1991) no encontraron diferencias en sobrevivencia predestete entre crías de sementales de razas *Bos taurus*, lo cual es similar a lo encontrado en el presente estudio.

Baker et al. (1990), por el contrario, encontraron una menor sobrevivencia predestete de crías de toros Charolais que de Simmental, Chianina y Limousin. Sin embargo, hay que considerar que utilizaron hembras de razas británicas y, según lo obtenido en el dialelo de Peacock et al. (1977), la raza Charolais tiene un porcentaje de sobrevivencia predestete mayor cuando se utiliza con hembras cebú que con hembras de razas británicas. Gregory et al. (1978b) encontraron que las crías de toros Suizo Pardo tuvieron mayor sobrevivencia que las de Chianina y Charolais, lo que no concuerda con lo aquí obtenido.

La sobrevivencia de las crías de sementales Charolais que se obtuvo fue de  $96.8 \pm 2.2$  %, lo que es ligeramente inferior a

lo encontrado por Peacock et al. (1977) en crías Charolais x Brahman ( $99.6 \pm 2.3 \%$ ), aunque fue superior a la sobrevivencia promedio de los becerros de sementales Charolais y vacas Angus, Brahman y Charolais ( $94.1 \pm 1.4 \%$ ). Baker et al. (1990), utilizando vientres Angus y Hereford, también encontraron que las crías de toros Charolais mostraron una sobrevivencia promedio menor que la de este trabajo ( $85.6 \%$ ). Williams et al. (1990), Gregory et al. (1991) y Williams et al. (1991) encontraron que los becerros Charolais tuvieron una sobrevivencia menor que la de los de este estudio en un 6.2, 6.7 y 6.4 %, respectivamente. Estas diferencias, pueden deberse a la raza de las vacas utilizadas. Peacock et al (1977) encontraron una mayor sobrevivencia de crías Charolais x Brahman que de Charolais x Angus.

Las crías de toros Chianina mostraron mayor sobrevivencia predestete que cualquiera de las otras razas, siendo ésta del  $97.5 \pm 2.4\%$ . Gregory et al. (1978b) y Baker et al. (1990) encontraron 7.5 y 6.2 puntos porcentuales, respectivamente, menos de viabilidad para las crías de padre Chianina en comparación con lo que se encontró aquí. Según lo obtenido por los autores recientemente mencionados, la sobrevivencia de los hijos de Chianina fue intermedia a la mostrada por otras razas británicas, continentales y cebuínas. Aunque Williamson y Humes (1985) no encontraron diferencias significativas entre Chianina y otras razas continentales, observaron que existió una

**CUADRO 5. MEDIAS DE CUADRADOS MINIMOS PARA EL EFECTO DE LA RAZA DEL PADRE EN LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE DE BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS INDICUS, UTILIZANDO EL MODELO LINEAL PROBABILISTICO.**

Raza del padre	sobrevivencia predestete ( % )	Error estándar de la sobrevivencia predestete ( % )
Charolais	96.8 a	2.2
Chianina	97.5 a	2.4
Limousin	93.6 ab	2.1
Simmental	94.7 a	2.0
Suizo Pardo	93.2 ab	1.7
Indobrasil	90.8 b	1.1

a, b, Valores con distinta literal son diferentes ( P < .05 )

**CUADRO 6. MEDIAS DE CUADRADOS MINIMOS PARA EL EFECTO DE LA RAZA DEL PADRE EN LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE DE BECERROS BOS TAURUS x BOS INDICUS (F<sub>1</sub>) Y BOS INDICUS, UTILIZANDO EL MODELO LOGISTICO.**

Raza del padre	lógit	Error estándar del lógit	Sobrevivencia predestete ( % )	Intervalo de confianza al 95 %
Charolais	2.4592	0.2833	92.1	(95.3 - 87.0)
Chianina	2.6039	0.3357	93.1	(96.3 - 87.5)
Limousin	2.2799	0.2573	90.7	(94.2 - 85.5)
Simmental	2.4829	0.2629	92.3	(95.2 - 87.7)
Suizo Pardo	2.4229	0.2492	91.9	(94.8 - 87.4)
Indobrasil	2.3856	0.1552	91.6	(93.6 - 88.9)

tendencia de estas últimas a superar la viabilidad de la Chianina; estos autores encontraron menor sobrevivencia de los becerros Chianina que la de este trabajo.

Los hijos de padre Simmental de este estudio tuvieron una sobrevivencia ( $94.7 \pm 2.0$ ) similar a la encontrada por Gregory et al. (1985), Williamson y Humes (1985), Baker et al. (1990) y Reynolds et al. (1990) (94.9, 96.6, 92.9 y 92.8%, respectivamente). La viabilidad de esta craza es superior a la de crías de toros Simmental del trabajo de Gregory et al. (1991) en 7.9 puntos porcentuales. En este último trabajo se puede ver que la raza Simmental tiene una dificultad al parto elevada y que ésta tiene que ver con la disminución de la sobrevivencia predestete.

La sobrevivencia de becerros de toros Limousin de esta investigación ( $93.6\% \pm 2.1$ ) es similar a la obtenida por Baker et al. (1990), en donde la sobrevivencia fue del 92.9%. En ambos casos esta raza ocupó un lugar intermedio de entre las estudiadas. Por el contrario, tanto Gregory et al. (1991) como Tinker et al. (1988) observaron una menor viabilidad en las crías Limousin (88.9 y 83.7%, respectivamente).

La tasa de sobrevivencia de las crías de toros Suizo Pardo, ( $93.2\% \pm 1.7$ ) es similar a la observada por Gregory et al. (1978a), Gregory et al. (1985), Olson et al. (1985) y Gregory y Maurer (1991). En el trabajo de Gregory et al. (1978a) se observó que la raza Suizo Pardo tiene un bajo



porcentaje de sobrevivencia predestete (79.9%) debido a que presenta una mortalidad perinatal elevada (10.4%), que es causada por una pobre habilidad materna en este genotipo; sin embargo, cuando se utiliza en cruzamientos muestra una heterosis elevada (7.1%) para el porcentaje de mortalidad perinatal.

En general, la sobrevivencia observada en este trabajo es mayor que la observada por otros investigadores. Estas diferencias pueden deberse a la raza de las vacas utilizadas. Comerford et al. (1987) encontraron un mayor número de problemas al parto cuando se utilizaron sementales de razas *Bos taurus* con vacas de razas británicas que con vacas cebuínas. Laster y Gregory (1973) mencionan que la dificultad al nacimiento está asociada con una disminución en la sobrevivencia del becerro. Sagebiel et al. (1969), Peacock et al. (1977) y Reynolds et al. (1980) mostraron que la relación entre el tamaño o el peso al nacimiento del becerro y el genotipo de la vaca influye sobre la tasa de sobrevivencia.

Los resultados aquí obtenidos difieren con los de algunas investigaciones en las que se han utilizado simultáneamente razas *Bos taurus* y cebú. Peacock et al. (1977), Gregory et al. (1979), Bailey (1981), Gotti et al. (1985), Gregory et al. (1985) McElhenney et al. (1985) y Williamson y Humes (1985) no encontraron diferencias entre crías de razas *Bos taurus* y cebuínas. Estos autores encontraron viabilidades para cebú de

magnitudes parecidas a la de este estudio ( $90.8\% \pm 1.1$ ). A diferencia de las crías cebuínas, en el resto de los genotipos estudiados existe efecto de heterosis, que puede ser al explicación a la diferencias que se encontraron entre las razas *Bos taurus* y la Indobrasil. Peacock et al. (1977) y Reynolds et al. (1980) hallaron niveles de heterosis importantes para la sobrevivencia predestete ( $4\%$  y  $14.1\%$ , respectivamente).

En el Cuadro 7 se muestran los efectos genéticos directos para la sobrevivencia predestete de las razas Charolais, Chianina, Simmental y Suizo Pardo. No se encontraron diferencias significativas ( $P > .05$ ) entre estos efectos. Gregory et al. (1978a) y Olson et al. (1985) concuerdan con este trabajo al encontrar efectos genéticos directos negativos y de magnitud importante para la raza Suizo Pardo. Los efectos hallados por Williams et al. (1991) para Charolais fueron pequeños y no significativos ( $P > .05$ ), lo que difiere con los resultados de este estudio.

En el Cuadro 8 se presentan los kg de becerro destetado por vaca parida (KBD), obtenidos con base en la sobrevivencia predestete observada en este trabajo y los pesos ajustados a 205 días obtenidos por Montaña et al. (1990), con información de los mismos animales. Las diferencias entre los grupos raciales se hicieron más aparentes cuando se compararon los KBD que cuando se hizo con los pesos ajustados a 205 días. Charolais, Chianina y Simmental tuvieron los mayores KBD, Suizo

Pardo y Limousin fueron intermedias e Indobrasil presentó los menores.

Gregory et al. (1991) encontraron que los KBD de Limousin fueron inferiores a los producidos por Charolais y Simmental. Baker et al. (1990) encontraron que los KBD de las crías Charolais fueron inferiores a los de los hijos Chianina, Simmental y Limousin, esto último se debe probablemente al alto porcentaje de problemas al parto que repercute en un bajo porcentaje de sobrevivencia al destete de los becerros hijos de Charolais y vacas de razas británicas.

Gregory et al. (1991) y Gregory et al. (1978b) hallaron que la raza Suizo Pardo fue superior en KBD a la Charolais, Chianina y Simmental, lo que no concuerda con esta investigación, probablemente porque el efecto materno de las hembras cebú no favorece a la viabilidad predestete de las crías Suizo Pardo y en cambio disminuye los problemas al parto de las otras razas continentales, que es una de las limitantes para la utilización de éstas en cruzamientos.

Los KBD obtenidos por McElhenney et al. (1985) y Bailey (1981) para Brahman son similares a los que se observaron para Indobrasil.

**Cuadro 7. EFECTOS GENETICOS DIRECTOS DE RAZA PARA LA SOBREVIVENCIA PREDESTETE**

Raza	Efectos genéticos directos <sup>a</sup> de la sobrevivencia predestete ( % )
Charolais	6.4
Chianina	7.8
Simmental	2.2
Suizo Pardo	-0.8

a. Calculados como desviación de Limousin.

**CUADRO 8. KILOGRAMOS DE BECERRO DESTETADO POR VACA PARIDA CUANDO SE UTILIZAN TOROS *Bos taurus* e INDOBRASIL CON CON VACAS CEBU**

Raza del padre	Peso <sup>a</sup> ajustado a 205 días	Sobrevivencia predestete (%)	Kg de becerro destetado por vaca parida
Charolais	159	96.8	154
Chianina	154	97.5	150
Limousin	151	93.6	141
Simmental	158	94.7	150
Suizo Pardo	154	93.2	143
Indobrasil	149	90.8	135

a) Montaña et al. (1990)

## CONCLUSIONES

1. Las crías de sementales Charolais, Chianiana y Simmental tuvieron una sobrevivencia predestete mayor que la de los Indobrasil, lo que indica que la utilización de estas razas europeas en cruzamientos es una alternativa para incrementar la eficiencia productiva en los hatos de carne.

2. La alta sobrevivencia predestete que se observó con las razas paternas continentales indica que el ambiente proporcionado por las hembras Cebú disminuyó los problemas al parto y las mortalidades perinatales que normalmente se presentan cuando se utilizan con vacas de razas británicas.

3. No se encontraron diferencias entre los efectos genéticos directos de las razas Continentales para la sobrevivencia predestete, por lo que la elección entre ellas se debe basar en otra característica de interés, como por ejemplo los efectos genéticos directos para peso al destete.

4. Existe una tendencia de las razas paternas continentales a producir más kilogramos de becerro destetado por vaca parida que la Indobrasil; de ellas Charolais, Chianina y Simmental fueron las que más destacaron, ésto es reflejo de la disminución de los problemas al parto y la mayor producción de kilogramos al destete via efectos genéticos directos y de heterosis.

5. La aplicación del modelo lógit en el análisis de características dicotómicas bajo el procedimiento de cuadrados mínimos, se limita a grupos de datos que no tengan un desbalance muy grande entre subclases o que las variables independientes no generen muchas subclases. Para estos casos la mejor alternativa es el procedimiento de máxima verosimilitud.

## LITERATURA CITADA.

- Azzam, S. M. 1985. Alternatives for genetic improvement of reproductive efficiency in beef cattle. Ph. D. Thesis University of Nebraska-Lincoln.
- Azzam, S. M., J. E. Kinder and M. K. Nielsen. 1989. Conception rate at first insemination in beef cattle: effects of season, age and previous reproductive performance. *J. Anim. Sci.* 67:1405.
- Bailey C. M. 1981. Calf survival and preweaning growth in divergent beef breeds and crosses. *J. Anim. Sci.* 52:1244.
- Bailey, C. M., Y. O. Kho, W. D. Foote and D. R. Hanks. 1990. Life-cycle evaluation on *Bos-taurus* and *Bos indicus* X *Bos taurus* breed types in a dry, temperate climate: Performance of mature dams. *J. Anim. Sci.* 68: 960.
- Baker, R. L., A. H. Carter, C. A. Morris and D. L. Johnson. 1990. Evaluation of eleven cattle breeds of crossbred beef production: performance of progeny up to 13 months of age. *Anim. Prod.* 50:63.
- Bourdon, R. M. and J. S. Brinks. 1987. Simulated efficiency of range beef production. II. Fertility traits. *J. Anim. Sci.* 65:956.
- Comerford, J. W., J. K. Bertrand, L. L. Benyshek and M. H. Johnson. 1987. Reproductive rates, birth weight, calving ease and 24-h calf survival in a four-breed diallel among Simmental, Limousin, Polled Hereford and Brahman beef cattle. *J. Anim. Sci.* 64:65.
- Cox, D. R. 1969. *The Analysis of Binary Data.* Chapman and Hall, New York.
- Cundiff, L. V. 1982. Exploitation and experimental evaluation of breed differences. Proc. World congress on sheep and beef cattle breed. Eds. R. A. Barton and W. C. Smith. Vol. II:71.
- Davis, M. E., W. R. Harvey, M. D. Bishop and W. W. Gearheart. 1989. Use of embryo transfer to induce twinning in beef cattle: embryo survival rate, gestation length, birth weight and weaning weight of calves. *J. Anim. Sci.* 67:301.



- Dearborn, D. D., K. E. Gregory, L. V. Cundiff and R. M. Koch. 1987a. Maternal heterosis and grandmaternal effects in beef cattle: preweaning traits. *J. Anim. Sci.* 65:33.
- Dearborn, D. D., K. E. Gregory, D. D. Lustra, L. V. Cundiff and R. M. Koch. 1987b. Heterosis, breed maternal and breed direct effects in Red Poll and Hereford cattle. *J. Anim. Sci.* 64:963.
- Dhuyvetter, J. M., R. R. Frahm and D. M. Marshall. 1985. Comparison of Charolais and Limousin as terminal cross sire breeds. *J. Anim. Sci.* 60:935.
- Dickerson, G. E. 1969. Experimental approaches in utilizing breed resource. *Anim. Breed. Abstr.* 37:191.
- Dickerson, G. E. 1973. Inbreeding and heterosis in animals. In Proceedings of the Animal Breeding and Genetics Symposium in Honor of Dr. Jay L. Lush. ASAS, ADSA, PSA. Champaign IL.
- Draper, N. R. and H. Smith. 1966. Applied regression analysis. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- Falconer, D. S. 1970. Caracteres umbrales. En: Introducción a la genética cuantitativa. Editorial C.E.C.S.A., México D.F.
- Gotti, J. E., L. L. Benyshek and T. E. Kiser. 1985. Reproductive performance in crosses of Angus, Santa Gertrudis and Gelviah beef cattle. *J. Anim. Sci.* 61:1017.
- Gregory, K. E., L. V. Cundiff, R. M. Koch, D. B. Laster and G. M. Smith. 1978a. Heterosis and breed maternal and transmitted effects in beef cattle. I. Preweaning traits. *J. Anim. Sci.* 47:1031.
- Gregory, K. E., L. V. Cundiff, G. M. Smith, D. B. Laster and H. A. Ftizhugh. 1978b. Characterization on biological types of cattle-cycle II: I. Birth and weaning traits. *J. Anim. Sci.* 47:1022.
- Gregory, K. E., G. M. Smith, L. V. Cundiff, R. M. Koch and D. B. Laster. 1979. Characterization of biological types of cattle-cycle III: I. Birth and weaning traits. *J. Anim. Sci.* 48:271.
- Gregory, K. E., J. C. M. Trail, H. J. S. Marples and J. Kakonge. 1985. Characterization of breeds of *Bos indicus* and *Bos taurus* cattle for maternal and individual traits. *J. Anim. Sci.* 60:1165.

- Gregory, K. E., L. V. Cundiff and R. M. Koch. 1991. Breed effects and heterosis in advanced generations of composite populations for preweaning traits of beef cattle. *J. Anim. Sci.* 69:947.
- Gregory, K. E. and R. R. Maurer. 1991. Prenatal and postnatal maternal contributions to reproductive, maternal, and size-related traits of beef cattle. *J. Anim. Sci.* 69:961.
- Harvey, W. R. 1982. Least-squares analysis of discrete data. *J. Anim. Sci.* 54:1067.
- Koch, R. M., G. E. Dickerson, L. V. Cundiff and K. E. Gregory. 1985. Heterosis retained in advanced generations of crosses among Angus and Hereford cattle. *J. Anim. Sci.* 60:1117.
- Laster, D. B. and K. E. Gregory. 1973. Factors influencing peri- and early postnatal calf mortality. *J. Anim. Sci.* 37:1092.
- Long, C. R. and K. E. Gregory. 1974. Heterosis and breed effects in preweaning traits of Angus, Hereford and reciprocal cross calves. *J. Anim. Sci.* 39:11.
- McElhenney, W. H., C. R. Long, J. F. Baker and T. C. Cartwright. 1985. Production characters of first-generation cows of a five-breed diallel: Reproduction of young cows and preweaning performance of inter se calves. *J. Anim. Sci.* 61:55.
- Montaño, M., G. Martinez y O. Reynoso. 1990. Comparison of *Bos taurus* and Indu-Brazil breeds in topcrossing with Zebu cows for growth characteristics. Proc. 4th. World Congr. Gen. Appl. Livestock Prod. (Edinburgh) 14:390-393.
- Morrison, D. G., P. E. Humes and K. L. Koonce. 1989. Comparisons of Brahman and continental european crossbred cows for calving ease in a subtropical environment. *J. Anim. Sci.* 67:1722.
- Neville, W. E., S. V. Tucker and P. R. Utley. 1988. Reproduction and calf performance of Angus-sired and Polled Hereford-sired cows bred to Angus and Brahman bulls for primiparous calving as two- Vs three-years-olds. *J. Anim. Sci.* 66:1606.

- Olson, T. A., Anke van Dijk, M. Koger, D. D. Hargrove and D. E. Franke. 1985. Additive and heterosis effects on preweaning traits, maternal ability and reproduction from crossing of the Angus and Brown Swiss breeds in Florida. *J. Anim. Sci.* 61:1121.
- Peacock, F. M., M. Koger, J. R. Crockett and A. C. Warnick. 1977. Reproductive performance and crossbreeding Angus, Brahman and Charolais cattle. *J. Anim. Sci.* 44:729.
- Reynolds, W. L., T. M. DeRouen, S. Moin and K. L. Koonce. 1980. Factors influencing gestation length, birth weight and calf survival of Angus, Zebu and Zebu cross beef cattle. *J. Anim. Sci.* 51:860.
- Reynolds, W. L., J. J. Urik and B. W. Knapp. 1990. Biological type effects on gestation length, calving traits and calf growth rate. *J. Anim. Sci.* 68: 630.
- Sacco, R. E., J. F. Baker and T. C. Cartwright. 1989. Production characters of straightbred, F<sub>1</sub> and F<sub>2</sub> cows: birth and weaning characters of terminal-cross calves. *J. Anim. Sci.* 67:1972.
- Sagebiel, J. G., G. F. Crause, B. Sebbil, L. Langford, J.E. Comfort, A. J. Dyer and J. F. Lasley. 1969. Dystocia in reciprocally crossed Angus, Hereford and Charolais cattle. *J. Anim. Sci.* 29:245.
- Thrift, F. A., D. E. Franke and D. K. Aaron. 1986. Preweaning breed-of-sire comparisons involving the Senepol breed of cattle. *J. Anim. Sci.* 62:1247.
- Tinker, E. D., R. R. Frahm and D. S. Buchanan. 1988. Comparison of Gelbvieh and Limousin sires in a terminal crossbreeding system. *J. Anim. Sci.* 66:1355.
- Trail, J. C. M., K. E. Gregory, H. J. S. Marples and J. Kakonge. 1985. Comparisons of *Bos taurus*-*Bos indicus* breed crosses with straightbred *Bos indicus* breeds of cattle for maternal and individual traits. *J. Anim. Sci.* 60:1181.
- Williams, A. R., D. E. Franke, A. M. Saxton and J. W. Turner. 1990. Two-, three- and four-breed rotational crossbreeding of beef cattle: reproductive traits. *J. Anim. Sci.* 68:317.
- Williams, A. R., D. E. Franke and A. M. Saxton. 1991. Genetic effects for reproductive traits in beef cattle and predicted performance. *J. Anim. Sci.* 69:531.

Williamson, W. D. and P. E. Humes. 1985. Evaluation of crossbred Brahman and continental european beef cattle in a subtropical environment for birth and weaning traits. *J. Anim. Sci.* 61:1137.