

## HEREDABILIDAD Y REPETIBILIDAD DE LA PRODUCCIÓN DE LECHE E INTERVALO ENTRE PARTOS DE UN HATO HOLSTEIN, 2000.<sup>1</sup>

Pedro Guerra M.<sup>2</sup>; Max Arosemena<sup>3</sup>

### RESUMEN

Trescientos noventa registros de vacas Holstein de la finca Doña Evita fueron utilizados para estimar la heredabilidad y repetibilidad de la producción de leche e intervalo entre partos. La finca está localizada en Volcán, Chiriquí, Panamá, a 1,080 msnm con 6,597 mm de precipitación. La temperatura y humedad relativa promedio anual es de 23°C y 82%, respectivamente. Todas las vacas recibieron programas similares de nutrición y salud. Las vacas pastorearon *Brachiaria decumbens* y *Cynodon nlemfuensis* fertilizados. El *Pennisetum purpureum* CV Taiwán fue el pasto de corte. Diariamente cada vaca recibió 4.1 kg de concentrado (20% PC y 2.5 Mcal EM/kg MS). Además, se les suministró ensilaje de maíz y sal mineralizada *ad libitum*. Las variables dependientes fueron: Producción de leche (PL), intervalo entre partos (IEP) y la relación producción de leche – intervalo entre partos (PL/IEP). Los datos fueron analizados usando un modelo lineal generalizado incluyendo los efectos de número de lactancias (NL), época – año de parto (EAP) y largo de lactancia (LL) como la covariable. Los componentes de varianza fueron estimados de acuerdo al modelo genético de medios hermanos y hermanos carnales con desigual número de observaciones en la subclase. La heredabilidad y repetibilidad fue estimada de acuerdo a la metodología de Becker (1984). NL, EAP y LL fueron altamente significativos ( $P < 0.01$ ) para PL pero NL y LL no fueron significativos ( $P > 0.05$ ) para IEP. Además, NL fue significativo ( $P < 0.05$ ), EAP fue altamente significativo ( $P < 0.01$ ) y LL no fue significativo ( $P > 0.05$ ) para PL/IEP. Los coeficientes de variación fueron 17.2%, 14.1% y 24.3% para PL, IEP y PL/IEP, respectivamente. La heredabilidad y error estándar para PL, IEP y PL/IEP fueron  $0.18 \pm 0.13$ ;  $0.16 \pm 0.15$ ; y  $0.29 \pm 0.17$ .

---

<sup>1</sup> Proyecto de Investigación y Transferencia en el Manejo Integral del Sistema de Producción de Leche y Carne. Centro de Investigación Agropecuaria Occidental (CIAOC). IDIAP.

<sup>2</sup> Ing. Agr., M.S. Genética Animal. Estación Experimental de Gualaca. Centro de Investigación Agropecuaria Occidental, IDIAP. e-mail: ldiap\_dav@cwpanama.net

<sup>3</sup> Estudiante de la escuela de Ciencias Pecuarias, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad de Panamá.

respectivamente. La repetibilidad y error estándar fue  $0.18 \pm 0.07$  para PL;  $0.20 \pm 0.07$  para IEP y  $0.12 \pm 0.07$  para PL/IEP. Los valores de heredabilidad y repetibilidad están en acuerdo con trabajos previos y están altamente influenciados por factores ambientales.

**PALABRAS CLAVES:** Vaca; parto; heredabilidad; leche; producción; nutrición animal; pastoreo; Panamá.

### HERITABILITY AND REPETIBILITY OF MILK PRODUCTION AND CALVING INTERVAL IN A HOLSTEIN HERD, 2000.

Three hundred and ninety records of Holstein cows from Doña Evita Farm were utilized to estimate heritability and repetibility of milk production and calving interval. The farm is located in Volcán, Chiriquí, Panama at 1,080 meter over the sea level with 6,597 mm of precipitation. The average annual temperature is 23°C and 82% is the average humidity. All cows received similar nutrition and health programs. Cows pastured fertilized *Brachiaria decumbens* and *Cynodon nlemfuensis*. *Pennisetum purpureum* CV Taiwan was the cut pasture. Daily every cow received 4.1 kg of concentrate (20% CP and 2.5 Mcal ME/kg DM). Also, corn silage and mineralized salt was supplied daily *ad libitum*. Dependent variables were milk production (MY), calving interval (CI) and milk production – calving interval ratio (MY/CI). Data were analyzed using a generalized linear model which included effects of number of lactations (NL) and year-season calving (YSC) and lactation length (LL) was the covariance. Variance components were estimated according to the full and half sib genetic model with unequal number of observation in the subclass. Heritability and repetibility were estimated according to Becker (1984) methodology. NL, YSC and LL were highly significant ( $P < 0.01$ ) for MY but NL and LL were not significant ( $P > 0.05$ ) for CI. On the other hand, NL was significant ( $P < 0.05$ ), YSC was highly significant ( $P < 0.01$ ) and LL was not significant ( $P > 0.05$ ) for MY/CI ratio. Coefficient of variation were 17.2%, 14.1% and 24.3% for MY, CI and MY/CI ratio, respectively. Heritability and standard error for MY, CI and MY/CI ratio were  $0.18 \pm 0.13$ ;  $0.16 \pm 0.15$  and  $0.29 \pm 0.17$ , respectively. Repetibility and standard error was  $0.18 \pm 0.07$  for MY;  $0.20 \pm 0.07$  for CI; and  $0.12 \pm 0.07$  for MY/CI ratio. Values of heredability and repetibility are in agreement with previous works and were highly influenced by environmental factors.

**KEYWORDS:** Cow; calving; heritability; milk; production; animal nutrition; grazing; Panama.

## INTRODUCCIÓN

La selección es una herramienta muy poderosa que se utiliza mundialmente en programas de mejoramiento genético animal. Los grandes avances encontrados en la producción de leche se atribuyen a programas efectivos de selección genética en donde los animales son escogidos sobre la base de su mérito genético individual (Valor Genético). Este valor debe estimarse de la forma más precisa, para evitar descartar animales "valiosos", que por su aspecto o apariencia (fenotipo) son considerados genéticamente inferiores en calidad. Para esto se deben cuantificar tanto los parámetros genéticos como la heredabilidad, repetibilidad y correlaciones genéticas y fenotípicas insesgadas y ajustadas a las condiciones reales donde se va a ejecutar el programa de selección.

De acuerdo a Guerra (1988) en Panamá, en una u otra forma, se practica algún tipo de selección en los hatos lecheros. En la mayoría de los casos, los ganaderos aplican la selección sobre la base de características físicas (fenotipo), lo que ha causado un lento progreso genético

que incide en bajos índices zootécnicos y baja rentabilidad en los sistemas de producción de leche.

La toma de información a través de registros de campo y el aprovechamiento de la informática, aunado a sistemas de análisis estadísticos disponibles, permiten al ganadero estimar sus propios parámetros genéticos y conocer atinadamente sus animales élites que producirán los futuros reemplazos del sistema de producción.

La literatura reporta estimaciones de parámetros genéticos de la producción de leche e intervalo entre partos obtenidos del análisis de información de hatos lecheros "seleccionados" en zonas templadas y tropicales; sin embargo, existe alta variabilidad entre y dentro de los resultados, por lo que no deben utilizarse como la solución más fácil al proceso de estimarlos, porque se estaría sesgando el valor genético real y enmascarando el verdadero progreso genético del hato. Por otra parte, los parámetros

genéticos estimados en ambientes tropicales húmedos similares al nuestro son limitados y de alta variabilidad, por lo que el presente trabajo tuvo como objetivo estimar la heredabilidad y repetibilidad para la producción de leche e intervalo entre partos de un hato Holstein de las tierras altas de Chiriquí (Panamá).

## MATERIALES Y MÉTODOS

**Fuente de datos:** Se utilizaron 390 lactancias registradas, provenientes de 190 vacas y 37 toros Holstein de la Finca Doña Evita N°1, ubicada en Volcán, Chiriquí, Panamá. En esta finca se practica dos ordeños mecánicos al día y la leche producida se clasifica como grado A (<100,000 bacterias/cm<sup>3</sup> de leche).

**Localización de la finca:** La finca Doña Evita N°1 está localizada a 1,080 msnm con una temperatura media anual de 23°C con rango que va de 18°C a 28°C. La precipitación anual es de 6,597 mm y la humedad relativa es de 82% (IRHE, 1993).

**Descripción topográfica y características del suelo:** El relieve de la finca es ondulado y quebrado, con suelos de buen drenaje y sujetos a un alto riesgo de erosión. Los suelos son inceptisoles con moderada a alta fertilidad y pH de 5.7.

**Pasturas:** El área de pastoreo consta de 75 hectáreas, distribuidas por especie en 15 hectáreas de *Brachiaria decumbens*, 40 hectáreas de *Cynodon nlemfuensis* y 20 hectáreas de *Axonopus scoparius*. El pasto de corte es el *Pennisetum purpureum* cv Taiwán sembrado en 1.5 hectáreas. Las praderas se fertilizaron tres veces al año con 91 kg/ha de abono 12-24-12 por aplicación. Dependiendo de la disponibilidad de la pastura se da una aplicación adicional de 45 kg de urea y de roca fosfórica por hectárea.

**Manejo animal y suplementación:** Se ejecutó un programa estricto de salud del hato y manejo reproductivo. La inseminación artificial se ha practicado por más de 10 años con toros probados. La suplementación energética proteica consistió en

suministrar diariamente 4.1 kg de concentrado (20% PC y 2.5 Mcal EM/kg MS) por animal más ensilaje de maíz y sal mineralizada *ad libitum*. Cuando se agota el ensilaje se suministra diariamente 6 kg de concentrado por animal.

**Variables en estudio:** Las variables a las que se les estimó la heredabilidad y repetibilidad fueron la producción de leche ajustada por el promedio de largo de lactancia del hato (PL), intervalo entre partos (IEP) y producción de leche por día de intervalo entre partos (PL/IEP).

**Análisis de la información:** Para la estimación de la heredabilidad, repetibilidad y sus errores estándares, los datos fueron analizados utilizando los procedimientos de Mínimos Cuadrados descritos por Harvey (1975) y Searle (1971). Los datos fueron ajustados por efectos ambientales como el número de lactancia y año-época de parto. Para la estimación de la heredabilidad se utilizó el siguiente modelo lineal generalizado (Modelo I):

$$Y_{ijkm} = \mu + S_i + D(S)_{ij} + NL_k + A_m + b(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{..}) + e_{ijkm}$$

Este es un modelo mixto con número de observaciones desiguales en las subclases, donde  $Y_{ijkm}$  es la variable dependiente (producción de leche, intervalo entre partos y producción de leche por día de intervalo entre partos),  $\mu$  es la media poblacional, los efectos aleatorios son toro ( $S_i$ ) y vaca dentro de toro ( $D(S)_{ij}$ ); los efectos fijos son número de lactancia ( $NL_k$ ) y año de parto ( $A_m$ );  $e_{ijkm}$  es el error aleatorio y el largo de lactancia es la covarianza, donde  $b$  es el coeficiente parcial de regresión de  $Y_{ij}$  en  $\bar{X}_{ij}$ ,  $\bar{X}_{ij}$  es el  $j$ -ésimo registro de la vaca dentro del  $i$ -ésimo toro y  $\bar{X}_{..}$  es la media general de las variables en estudio. Si la vaca tuvo más de una hija, su registro se repitió para cada progenie registrada.

**Cálculo de los componentes de varianza:** Los cuadrados medios esperados del modelo genético de familia de hermanos carnales y medios hermanos con desigual número de observaciones en la subclase, de acuerdo a Van Vleck (1982) y Falconer (1981) se detallan en el Cuadro 1.

**CUADRO 1. CUADRADOS MEDIOS ESPERADOS DEL MODELO DE FAMILIA DE HERMANOS CARNALES Y MEDIOS HERMANOS CON DESIGUAL NÚMERO DE OBSERVACIONES EN LA SUBCLASE.**

Fuente de Variación	g.l.	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Cuadrados Medios Esperados
Toros	S - 1	SCS	SCS/(S - 1)	$\sigma_w^2 + k_2\sigma_D^2 + k_3\sigma_S^2$
Vaca dentro de toro	D - S	SCD	SCD/(D - S)	$\sigma_w^2 + k_1\sigma_D^2$
Progenie dentro de vaca (toro)	n. - D	SCPR	SCP/(n. - 1)	$\sigma_w^2$

S = número de toros; D = número de vacas; n. = número total de progenie;  $\sigma_S^2$  es la varianza atribuida a toros;  $\sigma_D^2$  es la varianza atribuida a vacas;  $\sigma_w^2$  es la varianza atribuida a progenies.  $V_P = (\sigma_S^2 + \sigma_D^2 + \sigma_w^2)$

**Cálculo de heredabilidad y repetibilidad:** De acuerdo a Falconer (1981), los componentes de varianza están constituidos por los siguientes componentes causales (covarianzas):

$$\sigma_w^2 = \text{COV}_{(HS)} = 1/4 V_A$$

$$\begin{aligned} \sigma_D^2 &= \text{COV}_{(ES)} - \text{COV}_{(HS)} \\ &= 1/4 V_A + 1/2 V_D + V_{EC} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma_D^2 &= V_P - \text{COV}_{(ES)} \\ &= 1/2 V_A + 3/4 V_D + V_{EW} \end{aligned}$$

Donde:  $\text{COV}_{(ES)}$  es la covarianza de medios hermanos;  $\text{COV}_{(HS)}$  es la covarianza de hermanos carnales;  $V_P$  es la

varianza fenotípica;  $V_A$  es la varianza de efectos aditivos;  $V_D$  es la varianza de efectos de dominancia;  $V_{EC}$  es la varianza del ambiente común y  $V_{EW}$  es la varianza del ambiente dentro de la familia.

El coeficiente  $k_1$  representa en número ajustado de progenie por vaca dentro de toro,  $k_2$  representa el número ajustado de progenie por vaca y  $k_3$  representa el número ajustado de progenie por toro.

$$k_1 = [n. - (\sum n_{ij}^2 / n_i)] [1/(D-S)]$$

$$k_2 = [(\sum n_{ij}^2 / n_i) - (\sum n_i^2 / n.)] [1/(S-1)]$$

$$k_3 = [n. - (\sum n_i^2 / n.)] [1/(S-1)]$$

Donde  $n_{..}$  es el número total de progenie;  $n_{ij}$  es el número de progenie por vaca y  $n_{i.}$  es el número de progenie por toro.

La heredabilidad se calcula como Becker (1984):  $h^2 = 4\sigma_s^2 / V_p$ .

El error estándar de la  $h^2$  se calcula de acuerdo a Becker (1984) como:

$$EE(h^2) = \frac{4/\sigma_p^2 \cdot 2 / (k_3)^2 [CM_s^2/g|_s + 2]}{CM_H^2/g|_D + 2}$$

Para estimar la repetibilidad ( $r$ ) se utilizó el siguiente modelo lineal

generalizado (Modelo II) de acuerdo a Harvey (1975) y Searle (1971):

$$Y_{ijkm} = \mu + D_i + NL_j + A_k + b(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{..}) + e_{ijkm}$$

donde  $D_i$  es el efecto de  $i$ -ésimo individuo y  $e_{ijkm}$  es la desviación ambiental del  $m$ -ésimo registro dentro del  $i$ -ésimo individuo. La covarianza es el largo de lactancia. Los datos también se ajustaron por efectos ambientales (número de lactancia y año-época de parto). Los componentes de varianza y cuadrado medios esperados para la repetibilidad se detallan en el Cuadro 2.

**CUADRO 2. CUADRADOS MEDIOS ESPERADOS Y COMPONENTES DE VARIANZA PARA ESTIMAR LA REPETIBILIDAD.**

Fuentes de Variación	g.l.	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Cuadrados Medios Esperados
Entre individuos	D - 1	SCD	SCD/(D - 1)	$\sigma_W^2 + k_1\sigma_B^2$
Entre registros dentro de individuos	$n_{..} - D$	SCE	SCE/( $n_{..} - D$ )	$\sigma_W^2$

$n_{..}$  = número total de progenies; D = número total de vacas.  
 $\sigma_B^2$  es la varianza entre individuos;  $\sigma_B^2 = \sigma_G^2 + \sigma_{PE}^2$ ;  $\sigma_W^2$  es la varianza ambiental;  $\sigma_W^2 = \sigma_{PE}^2 + \sigma_{TE}^2$   
 $\sigma_G^2$  es la varianza genética;  $\sigma_{PE}^2$  es la varianza del ambiente permanente;  $\sigma_{TE}^2$  es la varianza del ambiente temporal.  
 $\sigma_P^2$  es la varianza fenotípica;  $\sigma_P^2 = \sigma_B^2 + \sigma_W^2$

La repetibilidad se calcula como:

$$r = \sigma_B^2 / \sigma_P^2 = (\sigma_G^2 + \sigma_{PE}^2) / \sigma_P^2$$

El error estándar de la repetibilidad se calcula como:

$$EE(r) = \frac{2(n_{..} - 1)(1 - r)^2[1 + (k - 1)r]^2}{k^2_1 (n_{..} - D)(D - 1)}$$

El coeficiente  $k_1$  se calcula de la siguiente manera:

$$k_1 = [n_{..} - (\sum n_{ij}^2 / n_{..})] [1 / (D - 1)]$$

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados del análisis de varianza de acuerdo al Modelo I para PL, IEP y PL/IEP se detallan en el Cuadro 3.

Para las tres características en estudio, los coeficientes de variación estuvieron dentro del rango (23 a 136%) reportado por Vaccaro (1984) en estudios en fincas lecheras a nivel latinoamericano. Esta autora agrega que la variación entre individuos, bajo condiciones tropicales, es mayor que la reportada en ambientes templados. Además,

**CUADRO 3. CUADRADOS MEDIOS DEL ANÁLISIS DE VARIANZA (MODELO I) PARA ESTIMAR LA HEREDABILIDAD DE PL, IEP Y PL/IEP.**

Fuente de Variación	g.l.	PL	IEP	PL/IEP
Entre toros	36	1,469,147.83	5,507.58	1.69
Entre vacas (toro)	153	1,104,868.87	4,393.78	0.95
Entre progenies (vaca toro)	200	832,113.71	3,149.30	0.86
Número de lactancia	6	2,670,715.00**	6,644.10 <sup>ns</sup>	1.56*
Año de parto	6	3,297,905.00**	3,988.80 <sup>ns</sup>	1.61*
Largo de lactancia	1	3,402,196.00**	14,191.20**	19.44**
Residuo	187	680,261.00	3,047.40 <sup>ns</sup>	0.71 <sup>ns</sup>
Total	389			
Coefficiente de variación		17.2%	14.1%	24.3%

\*\*P<0.01; \*P<0.05; ns = no significativo



los datos de regiones templadas son preseleccionados, por lo que se tiende a reducir la variación total, resultando en una subestimación de la variación real.

El número lactacional (NL) y el año de parto (A) tuvieron efectos altamente significativos ( $P < 0.01$ ) sobre la producción de leche (PL) y significativos ( $P < 0.05$ ) para PL/IEP. Sin embargo, no afectó significativamente ( $P > 0.05$ ) al intervalo entre parto (IEP). Por otra parte, la longitud lactacional (LL), como covariable, tuvo una influencia altamente significativa sobre las tres variables en estudio.

El NL también influyó significativamente sobre la PL en un hato Holstein puro importado, en un ecosistema muy similar al del presente estudio (Palo Santo, Volcán). De acuerdo a Quiel (1996), al aumentar el NL desde la 1ª lactancia (2,082 kg) hasta la 5ª lactancia (2,520 kg), la PL se incrementó en un 21%; sin embargo, cuando NL aumentó de la 5ª hasta la 9ª lactancia (1,700 kg) la PL disminuyó en un 35%.

El efecto de A estuvo muy relacionado con factores climáticos como

temperatura, precipitación y duración de la estación de baja precipitación, ya que en años que coincidieron con períodos largos de baja precipitación, los cuales posiblemente afectaron la disponibilidad de forraje y por consiguiente la PL. Factores ambientales como tipo, calidad y cantidad de concentrado y ensilaje también afectaron la PL, aumentándose la variabilidad asociada al "ambiente temporal".

El LL como covarianza ha mostrado efectos altamente significativos como lo reportan Guerra (1991); Guerra y col. (1999); y Quiel (1996). En sistemas intensivos de producción de leche con animales de la raza Holstein, el LL varió de 271 a 279 días (Quiel, 1996) con animales importados y entre 316 a 361 días con animales Holstein panameño. Esta última variabilidad está en función del ecosistema donde se ubica la finca y el manejo que le brinda el ganadero a sus animales.

La media general y el error estándar de la producción de leche PL ajustada por mínimos cuadrados y por LL fue de  $4,436 \pm 999.2$

kg por lactancia. Esta cifra es similar a la reportada por Guerra y col. (1999), en donde la PL de la raza Holstein varió en función del ecosistema; así en Bugaba Bajo, Bugaba Medio y Bugaba Alto la PL fue de 3,179; 5,772 y 4,342 kg por lactancia, respectivamente.

Los componentes de varianza, para calcular las heredabilidades de las variables en estudio, se presentan en el Cuadro 4. El coeficiente de heredabilidad y error estándar fue de  $0.18 \pm 0.13$  para el carácter PL. El elevado valor del error estándar se atribuye a la alta variabilidad ambiental y al número de observaciones utilizados en este estudio.

La literatura ha mostrado gran variabilidad en los valores de

heredabilidad causado principalmente por factores raciales, condiciones climáticas (templado y subtropical versus tropical), orden de lactancia y tipo de información utilizada. De acuerdo a Schmidt y Van Vleck (1976), la heredabilidad toma valores de 0.2 a 0.4 en las áreas templadas, mientras que Tewolde (1987) indica que la heredabilidad está entre 0.03 a 0.64 en las regiones tropicales y subtropicales. Este último rango se atribuye a la amplia variabilidad entre regiones en el trópico y subtrópico y a las consideraciones de Vaccaro (1984) señaladas anteriormente.

Con datos de PL de la primera lactancia de animales Holstein (Estados Unidos), Schneider y Van Vleck (1986) encontraron valores de

**CUADRO 4. COMPONENTES DE VARIANZA DE ACUERDO AL MODELO I PARA PL, IEP Y PL/IEP.**

Fuentes de variación	Componentes de Varianza	Valores		
		PL	IEP	PL/IEP
Entre toros	$\sigma_s^2$	44,789.78	153.40	0.07
Entre vacas (toro)	$\sigma_D^2$	133,703.51	610.04	0.04
Entre progenie (vaca)	$\sigma_w^2$	832,113.71	3,149.30	0.86
Total	$\sigma_P^2$	1,010,627.00	3,912.74	0.97

$K_1 = 2.04$ ;  $K_2 = 1.16$ ;  $K_3 = 10.76$ ;  $S = 37$ ;  $D = 190$ ;  $n_{..} = 390$

heredabilidad de  $0.35 \pm 0.02$ ; mientras que en Brasil, utilizando todas las lactancias, Freitas y col. (1981) reportaron heredabilidades de  $0.30 \pm 0.08$ . Verde y col. (1970) con registros de vacas Holstein estimó la heredabilidad para la producción de leche PL en 0.21; mientras que en México, Nuñez y col. (1983) reportaron una heredabilidad de  $0.26 \pm 0.11$  en ganado Holstein.

Valores altos de heredabilidades para PL también se han reportado en el trópico. En Brasil, Conceicao y col. (1993) reportó una heredabilidad para PL de  $0.46 \pm 0.13$ ; mientras en Perú, Vaccaro y col. (1979) estimaron una heredabilidad de  $0.50 \pm 0.07$ . Valores menores fueron reportados en Colombia por Abubakar y col. (1986), tal como 0.07 y por Vásquez y Vaccaro (1980), en Venezuela, con 0.20 y por Sequeira (1986) con heredabilidad de  $0.13 \pm 0.04$ . Estos bajos valores y el reportado en este estudio difieren debido a factores como la variabilidad genética por el uso de toros de monta natural e inseminación artificial, la distribución irregular de las hijas en el hato, efectos de finca y un reducido número de registros para realizar el análisis.

De acuerdo a McDowell (1972), para bovinos en el trópico, la heredabilidad para IEP es muy variable y toma valores que van de 0 a 0.88. En áreas templadas y subtropicales, los valores de heredabilidad también varían mucho. Para Wilcox y col. (1988), en hatos Holstein del subtrópico, la heredabilidad para IEP varió de 0 a 0.2, pero en condiciones tropicales de Cuba, Lin y Allaire (1988) encontraron una heredabilidad de 0.05 y El Amin y col. (1986), en la raza Jamaica Hope, la heredabilidad fue de 0. En este estudio, la heredabilidad para IEP fue de  $0.16 \pm 0.15$ . Vaccaro y col. (1989) (citados por Pereira, 1994) indican que hay evidencias de que las heredabilidades de características reproductivas sean más altas en los trópicos que en los países templados, debido a que los criterios frecuentemente utilizados para evaluar fertilidad, principalmente los IEP, no toman en cuenta "vacas problemas", las cuales no conciben o no paren regularmente. La omisión de tal información provoca una reducción de la variación genética de fertilidad, lo cual se refleja en here-

dabilidades bajas o cercanas a cero.

Para Pereira (1983), una baja heredabilidad no implica necesariamente una pequeña varianza aditiva, principalmente si las condiciones ambientales son muy variables entre animales, lo que resulta en grandes varianzas genotípicas y pequeñas heredabilidades. En este caso, la parte aditiva puede ser apreciable, lo que el IEP se puede disminuir con la aplicación de un adecuado programa de selección unido a técnicas de manejo y nutrición, ya que el ambiente sigue siendo el factor más influyente en la expresión de esta característica.

La media general ajustada para PL/IEP fue de  $11.30 \pm 0.09$  kg/día, la cual es ligeramente superior a los valores reportados en Brasil por

Barbosa y col. (1996) quienes encontraron PL/IEP de  $7.24 \pm 0.32$ ;  $9.29 \pm 0.37$  y  $10.90 \pm 0.37$  kg/día para vacas Holstein con uno, dos y más de tres lactancias, respectivamente. La heredabilidad y error estándar de PL/IEP fue de  $0.29 \pm 0.17$ .

La literatura consultada no reporta parámetros genéticos para PL/IEP, ya que ha sido de reciente inclusión como variable de respuesta en los análisis de sistemas de producción de leche (Guerra, 1991; Guerra y Sarmiento, 1995) y es considerada una característica de alta importancia económica, ya que el sistema de producción debe buscar animales de alta producción y corto intervalo entre partos.

Los cuadrados medios del análisis de varianza (Modelo II) para estimar la repetibilidad de PL, IEP y PL/IEP se presentan en el Cuadro 5.

**CUADRO 5. CUADRADOS MEDIOS DEL ANÁLISIS DE VARIANZA DE ACUERDO AL MODELO II PARA PL, IEP Y PL/IEP.**

Fuente de variación	g.l.	PL	IEP	PL/IEP
Entre individuos	189	1,174,255.34	4,605.93	1.09
Entre registros dentro de individuos	200	832,113.71	3,149.30	0.86
Total	389			

Con los cuadrados medios se estimaron los componentes de varianza  $\sigma^2_B$  y  $\sigma^2_W$  (Cuadro 6).

La repetibilidad es la proporción de la varianza total causada por diferencias genéticas más diferencias ambientales permanentes (Herrera, 1986). El índice de constancia o repetibilidad para PL fue de  $0.18 \pm 0.07$ . Bajo condiciones tropicales, Domínguez y Menéndez (1981) reportaron valores de repetibilidad muy cercanos al estimado en este estudio, tal como 0.17 en animales Jersey y de 0.20 en animales Pardo Suizo. Sin embargo, en países templados y sub-tropicales, la mayoría de los estudios reportan valores mayores como 0.5 en hatos Holstein (Wilcox y col., 1988); 0.41 en Holstein español (Cañón y col.,

1989) y 0.45 en hatos Holstein brasileño (Pereira y col., 1994).

De acuerdo a McDowell (1972), la repetibilidad del IEP para bovinos en el trópico está entre 0.07 a 0.42. Esta amplia variabilidad en los valores de repetibilidad se ha detectado entre y dentro de las razas, ya sean de tipo lechero o cárnico. Además los efectos ambientales (temporales y permanentes), propios de los ecosistemas donde se ubica la explotación, contribuyen significativamente en los valores de repetibilidad. Así, Silerio y Tewolde (1985), en México, con la raza Gir encontraron repetibilidad de  $0.20 \pm 0.06$ ; Pereira y col., (1991), también en México, con la raza Indú Brasil encontraron valo-

**CUADRO 6. COMPONENTES DE VARIANZA DEL MODELO II PARA ESTIMAR LA REPETIBILIDAD DE PL, IEP Y PL/IEP.**

Fuente de variación	Componentes de varianza	PL	IEP	PL/IEP
Entre individuos	$\sigma^2_B$	182,963.44	778.95	0.12
Entre registros dentro de individuos	$\sigma^2_W$	832,113.71	3,149.30	0.86
Total	$\sigma^2_P$	1,015,077.15	3,928.25	0.98

$n_i = 390$ ;  $K_i = 1.87$ ;  $D = 190$ .

res de  $0.09 \pm 0.02$  y con la raza Nelore de  $0.13 \pm 0.02$ . El Amin y col. (1986) con la raza Jamaica Hope, reportaron valores de  $0.10 \pm 0.06$ .

La repetibilidad estimada y error estándar en este estudio, fue de  $0.20 \pm 0.07$  y basado en lo señalado por Oliveira y col. (1989), indica que el valor predictivo de cada intervalo entre partos es bajo y que la selección de hembras con menores IEP, resultaría en una disminución regular de la media del IEP del hato. Los bajos valores de repetibilidad para IEP indican que probablemente la mayor parte de la variación se debe a factores ambientales temporales y no a factores genéticos del hato.

Para PL/IEP tampoco se encontró información de repetibilidad ni en condiciones templadas como en condiciones tropicales. La repetibilidad estimada fue de  $0.12 \pm 0.07$  que es considerada baja para este tipo de coeficiente. De acuerdo a Lush (1965) una repetibilidad pequeña es indicativo de que la mayor parte de las variaciones observadas se deben a variaciones en el ambiente (alimentación, manejo general y sanidad) que prevalece en el mo-

mento o que prevaleció en un período inmediatamente anterior.

Los valores intermedios de repetibilidad encontrados en este estudio permitirán que el ganadero pueda estimar el valor genético de cada animal y aplicar programas efectivos de selección en la fase inicial. En la medida que se hagan ajustes para uniformizar la alimentación, plan sanitario y manejo general se estará disminuyendo los factores del ambiente temporal, por lo que el valor de repetibilidad podrá aumentarse.

## CONCLUSIONES

Bajo las condiciones en que se realizó el estudio se derivan las siguientes conclusiones:

- ◆ Los valores de heredabilidad y repetibilidad para las características estudiadas fueron influenciados por factores ambientales, principalmente por el "ambiente temporal".
- ◆ Los valores de heredabilidad y repetibilidad para PL/IEP son los primeros reportados en la

literatura, pero para tener mayor precisión en su estimación hay que determinarlos (igual para PL e IEP) con mayor número de observaciones.

- ◆ Año de parto, número de lactancias y largo de lactancia son factores no genéticos que deben considerarse para ajustar los parámetros genéticos que se generen del análisis de la información obtenida en fincas lecheras intensivas.

## BIBLIOGRAFÍA

- ABUBAKAR, B.Y.; McDOWELL, R.E.; VAN VLECK, L.D. 1986. Genetic evaluation of Holsteins in Colombia. *Journal of Dairy Science* 69 (4): 1081-1086.
- BARBOSA, P.F.; VILLELA, C.L.; DE CASTRO, M.; MOTA, T. 1997. *In* tervalo entre partos y producción de leche por día de intervalo entre partos en ganado holandés en la región de Mantiqueira Paulista. *Anales de la XXXIV Reunión Anual de la Sociedad Brasileira de Zootecnia*. Juez de Flora, Minas Gerais, Brasil. pp. 100 - 102.
- BECKER, W.A. 1984. *Manual of quantitative genetics*. 4<sup>th</sup> ed. Academic Enterprises, Pullman, Washington, USA. 188 p.
- CAÑÓN, J.; BERGER, P.J.; GUTIÉRREZ, J.R.; MUÑOZ, A. 1989. Parámetros genéticos de la producción de leche del Holstein español. *Archivos de Zootecnia* 38 (142): 249-254.
- CONCEICAO, J.; SILVA, H.M.; PEREIRA, C.S. 1993. Factores ambientales y genéticos que afectan la producción de leche y grasa de vacas de raza holandesa. *Archivos Brasileiro de Medicina Veterinaria y Zootecnia* 45 (1): 81-98.
- DOMÍNGUEZ, A.; MENÉNDEZ, A. 1981. Comportamiento de la raza Pardo Suizo, Ayrshire y Jersey. *Producción de leche y grasa*. *Reproducción Animal* 7 (2): 61-72.

- EL AMIN, F.M.; SIMERL, N.A.; WILCOX, C.J. 1986. Genetic and environmental effects upon reproductive performance of Holstein crossbreds in the Sudan. *Journal of Dairy Science* 69 (4): 1093-1097.
- FALCONER, D.S. 1981. Introduction to quantitative genetics. 2<sup>nd</sup> ed. Longman Inc., New York, USA. 340 p.
- FREITAS, M.A.; DUARTE, F.; LOBO, R.Y.; WILCOX, C.J. 1981. Parámetros genéticos de la producción de leche en vacas de raza holandesa. ALPA, 1981. República Dominicana. p.159.
- GUERRA M., P. 1988. Selección individual, una herramienta para el mejoramiento genético. *Producción Animal*. APPA (4):16-21.
- GUERRA M., P. 1991. Producción de leche en animales cruzados en sistemas de doble propósito en Panamá. *Turrialba* 41(1): 96-107.
- GUERRA M., P.; SARMIENTO, M.A.. 1995. Papel bioeconómico de los grupos genéticos en los sistemas de doble propósito en Panamá. CIPEC. *En Estrategias de mejoramiento genético en la producción bovina tropical*. Medellín, Colombia. pp. 139-159.
- GUERRA M., P.; SERRANO, G.; PITTI, F. 1999. Evaluación de las razas Holstein y Pardo Suizo en sistemas intensivos de producción de leche. Informe Anual 1999. PITMI del Sistema de leche y Carne. IDIAP. CIA Occidental, Panamá.
- HARVEY, W.R. 1975. Least squares analysis of data. Washington, D.C. Department of Agriculture. ARS-H4. USA.
- HERRERA, J.G. 1986. Introducción al mejoramiento genético animal. Universidad de Chapingo, Colegio de Post Graduados. México. 127 p.
- IRHE. 1993. Datos meteorológicos. Departamento de meteorología. Instituto de Recursos Hi-



dráulicos y Electrificación. Panamá.

LIN, C.; ALLAIRE, F. 1980. Efectividad derivada de la selección de vacas atendiendo a su productividad lechera a una edad determinada. *Genética y Reproducción* 4 (1): 16-17.

LUSH, J.L. 1965. Bases para la selección animal. 3ª ed. Iowa State University. USA. 547 p.

McDOWELL, R.E. 1972. Bases biológicas de la producción animal en zonas tropicales. Editorial Acribia, España. 692 p.

OLIVEIRA, H.N.; PEREIRA, C.S.; FERREIRA, J.J.; GARCIA, J.A. 1989. Factores del medio ambiente y herencia como causas de variación de intervalo entre partos en Santa Gertrudis. *Archivo Brasileiro de Medicina Veterinaria y Zootecnia* 41 (5): 369-377.

PEREIRA, J.C.C. 1983. Mejoramiento genético aplicado a los animales domésticos. Escuela de Veterinaria. Universidad Federal de

Minas Gerais. Bello Horizonte, Brasil.

PEREIRA, J.C.C.; AYALA, J.M.; OLIVEIRA, H.N. 1991. Efectos genéticos y no genéticos sobre la edad al primer parto e intervalo entre partos de dos poblaciones de la raza Nelore. *Archivo Brasileiro de Medicina Veterinaria y Zootecnia* 46 (2): 93-101.

PEREIRA, J.C.C.; PEREIRA, C.J.; CARNEIRO, N.M. 1994. Relación genética entre características reproductivas y productivas en un rebaño bovino Caracú. *Archivo Brasileiro de Medicina Veterinaria y Zootecnia* 46 (2): 149-159.

QUIEL, R.A. 1996. Comportamiento productivo y reproductivo de un hato Holstein en las tierras altas de Chiriquí. Tesis. Facultad de Ciencias Agropecuarias. Universidad de Panamá. 77 p.

SCHMIDT, G.H.; VAN VLECK, L.D. 1976. Bases científicas de la producción lechera. Editorial Acribia, España. 583 p.

- SCHNEIDAR, J.C.; L.D. VAN VLECK. 1986. Heritability estimates for first lactation milk yield of registered and non registered Holstein cows. *Journal of Dairy Science* 69 (6): 1652-1654.
- SEARLE, S.R. 1971. *Linear models*. Editorial John Willey and Sons. New York, USA.
- SEQUEIRA, R. 1986. Evaluación genética de producción láctea y reproducción en ganado Suizo y cruce bajo condiciones del trópico seco de Nicaragua. Tesis *Mag. Sci.* Turrialba, Costa Rica. CATIE. 126 p.
- SILERIO, G.P.; TEWOLDE, A. 1985. Repetibilidades, heredabilidades y correlaciones genotípicas y ambientales para el largo de lactancia e intervalos entre partos en vacas Gir e Indú Brasil. *Journal of Animal Science* 46 (1): 35-36.
- TEWOLDE, A. 1987. Identificación y selección de hembras utilizando registros en fincas. *En Memoria del Seminario Internacional sobre producción de leche en el trópico*. GTZ-MAG-NATIE. 2 al 4 de marzo. San José, Costa Rica. s.n.t. 14 p.
- VACCARO, L. de. 1984. Mediciones de respuesta animal en ensayos de pastoreo; vacas lecheras y de doble propósito. *En Evaluación de pasturas con animales*. Memoria de la reunión de trabajo celebrada en Perú. RIEPT-CIAT. 1 al 5 de octubre. pp. 127-140.
- VACCARO, R.; PALLETE, A.; CORDERO, A. 1979. Parámetros genéticos de la producción de leche, grasa y duración de la lactancia. ALPA VII Reunión Latinoamericana de Producción Animal. Panamá, Panamá.
- VAN VLECK, L.D. 1982. Summary of methods for estimating genetic parameters using simple statistical models. Department of Animal Science. Cornell University. Ithaca, New York, USA. 62 p.
- VÁSQUEZ, P.; VACCARO, L. DE. 1980. Relación entre el valor

genético estimado para la producción de leche y causas de salidas del rebaño en vacas Holstein importadas y nacidas en el trópico. Informe Anual. IPA. Universidad Central de Maracay, Venezuela. 37 p.

VERDE, O.G.; WILCOX, C.J.; KOGER, M.; PLASSE, D.; MARTIN, F.G. 1970. Estimation of several genetic parameters for milk yield in three venezuelan herds. *Journal of Dairy Science* 53 (5): 674.

WILCOX, C.J.; LORENZO, M.A.; SIMPSON, J.R. 1988. Sistemas intensivos de producción de leche con raza Holstein en Florida. *En Memoria de la Conferencia Internacional sobre Sistemas y Estrategias en Mejoramiento Bovino en el Trópico*. Universidad de San Carlos, Guatemala, RISPAL, CATIE. IICA. Guatemala.