



Revista Científica

ISSN: 0798-2259

revistafcvc@gmail.com

Universidad del Zulia

Venezuela

Pérez Quintero, Gilberto; Gómez Gil, Manuel  
FACTORES GENÉTICOS Y AMBIENTALES QUE AFECTAN EL COMPORTAMIENTO  
PRODUCTIVO DE UN REBAÑO PARDO SUIZO EN EL TRÓPICO. 2. INTERVALO ENTRE PARTOS  
Y SU RELACIÓN CON LA PRODUCCIÓN DE LECHE  
Revista Científica, vol. XIX, núm. 1, enero-febrero, 2009, pp. 77-83  
Universidad del Zulia  
Maracaibo, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=95911638012>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# FACTORES GENÉTICOS Y AMBIENTALES QUE AFECTAN EL COMPORTAMIENTO PRODUCTIVO DE UN REBAÑO PARDO SUIZO EN EL TRÓPICO. 2. INTERVALO ENTRE PARTOS Y SU RELACIÓN CON LA PRODUCCIÓN DE LECHE

## Genetic and Environmental Factors Affecting Productive Performance in a Brown Swiss Herd in the Tropic. 2. Relationship Between Calving Interval and Milk Yield

Gilberto Pérez Quintero<sup>1\*</sup> y Manuel Gómez Gil<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Decanato de Ciencias Veterinarias, Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado". Apartado 400.

E-mail: gilbertoperez@ucla.edu.ve, manuelgomez@ucla.edu.ve

### RESUMEN

Con el objeto de evaluar los efectos genéticos y ambientales sobre el intervalo entre partos (IEP) y su relación con la producción de leche ajustada a 305 días (PL305) en un rebaño Pardo Suizo, se obtuvieron datos de 1343 intervalos entre partos y 1890 lactancias de 589 vacas-años de un hato manejado intensivamente ubicado en el estado Carabobo, Venezuela, entre los años 1995 y 2001. Se realizaron análisis con modelos mixtos a través de la metodología de máxima verosimilitud para evaluar los efectos fijos ambientales. Los modelos incluyeron: año de parto (ANOP: 1995,..., 2001), mes de parto (MESP: Ene.,..., Dic.), número de lactancia (LACN: 1,..., 7 ó más) y edad de la vaca al parto en meses (EPM: 22,...,156). Se usó un modelo animal univariado para estimar el índice de herencia ( $h^2$ ) y calcular el coeficiente de repetición ( $r_i$ ) de la variable IEP. Luego se usó un modelo animal bivariado para estimar las correlaciones entre IEP y PL305. Ambos modelos se usaron a través del conjunto de programas MTDFREML. ANOP, MESP, LACN y EPM tuvieron efecto significativo sobre la variable estudiada ( $P < 0.05$ ). El promedio ajustado de intervalo entre partos fue de  $418.7 \pm 2.6$  días. El valor estimado de  $h^2$  ( $\pm$  error estándar) y el valor calculado de  $r_i$  fueron  $0.05 \pm 0.044$  y  $0.10$ , respectivamente. Los coeficientes de correlación genética ( $r_g$ ), ambiental ( $r_a$ ) y fenotípica ( $r_i$ ) estimados entre PL305 e IEP fueron  $0.69$ ,  $0.004$  y  $0.09$ , respectivamente. Estos estimados indican una asociación positiva entre ambas variables. Así, el incremento en la capacidad de producción de leche de las vacas, sea éste ambiental o genético, redundará en una disminución de la eficiencia reproductiva general del rebaño.

**Palabras clave:** Intervalo entre partos, Pardo Suizo, parámetros genéticos.

### ABSTRACT

In order to evaluate genetic and environmental effects on calving interval (CI) and its relationship with 305-day milk yield (305L) in a Brown Swiss herd, data of 1343 calving intervals and 1890 lactations from 589 cows-years were collected on an intensive handling ranch located in Carabobo State (Venezuela) between 1995 and 2001. Mixed models and maximum likelihood (ML) analyses were carried out to evaluate environmental fixed effects. Models included: calving year (CY: 1995,..., 2001), calving month (CM: Ene.,..., Dic.), lactation number (LN: 1,...,7 or more) and age of dam at calving (DCA: 22,...,156). Univariate and bivariate animal models and Multiple Trait Derivate - Free Restricted Maximum Likelihood (DFREML) were used to estimate heritability ( $h^2$ ), to calculate repeatability ( $r_i$ ) and to estimate correlations between CI and 305L. CY, CM, LN and DCA were important sources of variation ( $P < 0.05$ ). Adjusted mean was  $418.7 \pm 2.6$  days. Estimates of  $h^2$  ( $\pm$  standard error) and  $r_i$  were  $0.05 \pm 0.044$  and  $0.10$ , respectively. Estimates of genetic, environmental and phenotypic correlations between CI and 305L were  $0.69$ ,  $0.004$  and  $0.09$ , respectively. These estimates indicate a positive association between both variables. Thus, the increase in the capacity of milk production of the cows will result in less reproductive efficiency.

**Key words:** Calving interval, Brown Swiss, genetic parameters.

### INTRODUCCIÓN

La fertilidad es de primordial importancia económica en rebaños bovinos lecheros. Una mayor eficiencia reproductiva conlleva a un mayor número de períodos de máxima producción lá-

tea a través de la vida de la vaca (*Bos Taurus*) [45] y una mayor disponibilidad de animales para la selección de reemplazos [27]. El progreso genético también depende de la tasa reproductiva ya que el diferencial reproductivo, es decir, el proceso que permite que algunos individuos produzcan más crías que otros, es la base del mejoramiento genético [27, 34, 38, 40].

Aún cuando tradicionalmente los programas de mejora genética en ganado lechero se han basado principalmente en el carácter "producción de leche", numerosos estudios han mostrado que la eficiencia reproductiva disminuye a medida que aquella se incrementa [4, 7, 9 - 11, 28, 31, 35, 41]. Métodos adecuados de selección de ganado lechero que mejoren la eficiencia reproductiva dependen, entre otras cosas, del conocimiento sobre la influencia que pueda tener el progreso genético de la producción de leche sobre el comportamiento reproductivo [7]. Sin embargo, relativamente pocos estudios han abordado esta problemática en ambientes tropicales.

Los objetivos de este estudio fueron determinar el efecto de los factores genéticos y ambientales que influyen en la variación del intervalo entre partos, estimar su índice de herencia y su coeficiente de repetición y estimar las correlaciones genética, ambiental y fenotípica entre dicha variable y la producción de leche ajustada a 305 días.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se realizó utilizando la información de los registros de eventos productivos y reproductivos de vacas (*Bos taurus*) lecheras raza Pardo Suizo del rebaño perteneciente a la hacienda "El Milagro" (municipio Miranda, estado Carabobo, Venezuela) ubicada en una zona de vida de bosque húmedo montano bajo [21].

La unidad de producción mantuvo, durante los años correspondientes a los registros a usar en este estudio, un rebaño promedio anual compuesto de 500 a 600 vacas de la raza Pardo Suizo. El manejo fue intensivo con estabulación completa. La alimentación fue a base de pastos frescos *ad libitum* tales como: Estrella (*Cynodon nlenfuensis*), Taiwan (*Pennisetum purpureum* Schum), Tanzania (*Panicum maximum* Jacq.) y King Grass (*Pennisetum purpureum* x *P. typhoides*). La dieta forrajera se complementó durante la época seca con el suministro de 15 a 25 kg/animal de ensilaje de sorgo (*Sorghum durra*) y maíz (*Zea maíz*). Adicionalmente se les suministró un suplemento de aproximadamente 7 kg/animal de alimento concentrado comercial y sales minerales *ad libitum*.

El manejo reproductivo se basó en la inseminación artificial (IA) de todo el rebaño utilizando semen importado. Sólo se usó monta natural en aquellas vacas que repitieron al menos tres celos bajo el programa de IA, utilizando en estos casos toros nacidos en la misma finca. A partir del año 1999 se implementó una política de eliminación de hembras que no concebían luego de tres servicios consecutivos, dos bajo IA y uno bajo monta natural. Se realizaron controles ginecológicos cada dos meses.

Pesajes de leche mensuales se realizaron a cada vaca, tanto en el ordeño de la mañana como en el de la tarde. La sumatoria de ambos pesajes (mañana y tarde) constituyó el valor de *pesaje mensual* de cada vaca ingresado a la base de datos de la finca.

Una descripción más amplia, tanto de la finca como del rebaño, además de detalles de manejo, fueron publicados previamente [33].

## Descripción de los datos

Los datos utilizados en este estudio fueron obtenidos de la base de datos de la unidad de producción contenida en el programa ® DairyCHAMP versión 3,0. Con estos registros se procedió a generar un archivo con la información de las vacas referente a sus producciones de leche ajustadas a 305 días de cada lactancia (PL305) e intervalos entre partos (IEP) en días. Se eliminaron 21 registros de IEP (y las PL305 asociadas a éstos) de vacas cuyos padres tenían menos de 3 hijas en el rebaño. El archivo final estuvo conformado por datos de 1343 intervalos entre partos y 1890 lactancias de 589 vacas-años, obtenidos entre 1995 y 2001. En la TABLA I se muestra el número de observaciones usadas para cada carácter en cada nivel de las variables año de parto, mes de parto y número de lactancia.

## Procedimientos estadísticos

Para el ajuste de las lactancias que sobrepasaron los 305 días de producción se usó la metodología descrita por Vaccaro [39]. Las lactancias que duraron menos de 305 días no fueron extendidas matemáticamente [39] y se ajustaron a la fecha de secado. En este caso se sumó a la producción acumulada, los kilogramos de leche producida el día del último pesaje multiplicados por el número de días entre la fecha del último pesaje y la fecha de secado. Para el cálculo de los IEP, se utilizaron los datos de todas aquellas vacas con, al menos, dos partos normales (considerando los abortos y los partos distócicos como partos anormales).

Los datos se analizaron, en primera instancia, mediante el uso de modelos mixtos, a través de la metodología de máxima verosimilitud (Proc Mixed) del paquete estadístico SAS [25]. El modelo incluyó como efectos fijos a las variables año de parto (ANOP), mes de parto (MESP), número de lactancia (LACN) y edad en meses de la vaca al parto (EPM). Padre de la vaca (P) y residual se consideraron aleatorios. Los registros correspondientes a siete o más lactancias se recodificaron como un solo grupo debido al bajo número de observaciones. En el modelo inicial se incluyeron todas las interacciones de primer grado y la covariable EPM (como regresiones lineal y cuadrática de la variable dependiente sobre dicha covariable). Secuencialmente se excluyeron todas las interacciones y las covariables no significativas ( $P > 0,05$ ) y cuyo valor de "F" fue menor a la unidad.

Posteriormente se usó un modelo animal completo univariado para estimar el índice de herencia ( $h^2$ ) y calcular el coeficiente de repetición ( $r_1$ ). A continuación se usó un modelo

**TABLA I**  
**NÚMERO DE REGISTROS DE IEP Y PL305 SEGÚN AÑO DE PARTO, MES DE PARTO Y NÚMERO DE LACTANCIA / NUMBER OF RECORDS FOR CI AND 305L BY CALVING YEAR, CALVING MONTH AND LACTATION NUMBER.**

Año de Parto	PL305	IEP	Mes de Parto	PL305	IEP	Número de Lactancia	PL305	IEP
1995	239	143	Ene	158	104	1	505	–
1996	181	124	Feb	149	94	2	411	410
1997	200	158	Mar	145	87	3	294	292
1998	257	199	Abr	104	70	4	236	234
1999	295	234	May	129	97	5	181	180
2000	443	261	Jun	122	83	6	129	129
2001	275	224	Jul	132	76	7 ó más	134	134
–	–	–	Ago	107	62	–	–	–
–	–	–	Sept	134	100	–	–	–
–	–	–	Oct	203	173	–	–	–
–	–	–	Nov	265	208	–	–	–
–	–	–	Dic	242	189	–	–	–
Total	1890	1343		1890	1343		1890	1343

animal completo bivariado para estimar las correlaciones genética ( $r_g$ ), ambiental ( $r_a$ ) y fenotípica ( $r_f$ ) entre IEP y PL305. Ambos modelos se aplicaron a través del conjunto de programas MTDFREML (Multiple Trait Derivate – Free Restricted Maximun Likelihood) [6]. Los modelos estadísticos finalmente usados se describen a continuación:

**Modelo I:**  $Y_{ijklmn} = \mu + a_i + m_j + t_k + l_l + \beta_1 p_{ijklm} + \beta_2 p_{ijklm}^2 + e_{ijklmn}$

Donde:

$Y_{ijklmn}$  = días de IEP de la vaca “n” cuyo parto ocurrió en el año “a<sub>i</sub>” y en el mes “m<sub>j</sub>”, hija del toro “t<sub>k</sub>”, con “l<sub>l</sub>” lactancias y a la edad “p<sub>ijklm</sub>”.

$\mu$  = media teórica de la población.

$a_i$  = efecto de año de parto “i” (i = 1995, 1996, ..., 2001).

$m_j$  = efecto de mes de parto “j” (j = 1, 2, ..., 12).

$t_k$  = efecto del padre “k” de la vaca “m” (k = 1, 2, ..., 85).

$l_l$  = efecto del número de lactancia “l” (l = 1, 2, ..., 7 y más).

$\beta_1$  y  $\beta_2$  = regresiones de  $y_{ijklmn}$  sobre la edad al parto  $p_{ijklm}$  lineal y cuadrática, respectivamente.

$P_{ijklm}$  = edad de la vaca al parto como covariable, expresada como desviación del promedio,

$E_{ijklmn}$  = efectos residuales, normal e independientemente distribuidos, con media cero y varianza  $\sigma_e^2$ .

**Modelo II:**  $y = X\beta + Za + Wp + e$

Donde:

$Y$  = vector de observaciones (producción de leche ajustada a 305 días y días de intervalo entre partos).

$X, Z, W$  = matrices de incidencia conocida.

$\beta$  = vector de efectos fijos.

$a$  = vector de efectos genéticos aditivos.

$p$  = vector de efectos del ambiente permanente de la vaca.

$e$  = vector de efectos residuales.

La esperanza y las varianzas del modelo son:

$E(y) = X\beta$

$Var(a) = A\sigma_g^2$

$Var(p) = I\sigma_{ap}^2$

$Var(e) = I\sigma_e^2 = R$

$Var(y) = ZAZ'\sigma_g^2 + WI\sigma_{ap}^2W' + R$

Donde:

$\sigma_g^2$  = varianza genética aditiva.

$\sigma_{ap}^2$  = varianza ambiental permanente.

$A$  = numerador de la matriz de parentesco aditivo

$I$  = matriz de identidad

En los análisis se incluyeron los efectos fijos resultantes de los análisis con SAS en el modelo I.

El coeficiente de repetición de cualquier carácter se define como la proporción de la variación fenotípica que se debe a la variación genética y a la variación debida al ambiente permanente. Así, este coeficiente se calculó utilizando la fórmula [29], y los componentes de varianza estimados con el modelo univariado:

$$r_i = (\sigma_g^2 + \sigma_{ap}^2) / \sigma_f^2$$

Donde:

$r_i$  = coeficiente de repetición.

$\sigma^2_i$  = varianza fenotípica.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Medias fenotípicas y factores ambientales

La media corregida y el error estándar obtenidos para IEP fueron  $418,7 \pm 2,6$  días. La TABLA II resume los valores de "F" del análisis de varianza realizado a la variable estudiada.

La media de IEP es similar al obtenido por algunos autores [13, 26, 41, 46] e inferior al reportado por otros [5, 8, 12, 39, 42] en diferentes rebaños *Bos taurus* bajo condiciones de manejo intensivo en el trópico americano. Dicho promedio es bastante satisfactorio si se compara con la mayoría de los estudios realizados en clima tropical, en donde es común la existencia de problemas reproductivos en rebaños especializados en la producción de leche.

En concordancia con estudios previos [5, 8], el año de parto tuvo un efecto altamente significativo ( $P < 0,01$ ) sobre el IEP, lo que sugiere que posibles variaciones en el manejo del rebaño y en la oferta alimenticia a través de los años estudiados afectaron el comportamiento reproductivo del rebaño. En este caso, la disminución en el promedio de IEP a partir del año 1998 coincidió con la implementación de una política de eliminación de hembras que no concibieron luego de tres servicios consecutivos (dos con IA y uno con monta natural) (FIG. 1).

El mes de parto tuvo un efecto altamente significativo sobre el IEP ( $P < 0,01$ ). La influencia del mes de parto sobre el IEP no coincide con la mayoría de los estudios realizados en rebaños lecheros manejados bajo condiciones intensivas [8, 26, 42, 43, 46], donde la estabulación completa y la estandarización del manejo alimenticio eliminan las variaciones debidas al efecto "época de parto". Sin embargo, en zonas subtropicales, la exposición de vacas lecheras a altas temperaturas ambientales durante algunos meses del año producen estrés calórico que disminuye la tasa de preñez debido a una combinación de baja detección de celo y a alta mortalidad embrionaria [17], lo cual genera períodos de baja fertilidad temporal y, por lo tanto, períodos de días vacíos más largos [15-17, 22, 37]. En este caso particular, las variaciones pueden deberse, tanto a cambios de temperatura como a variaciones alimenticias en algunos meses del año, en los cuales se incrementó la proporción de forrajes (silaje) en detrimento de la cantidad de suplemento comercial en la dieta, lo cual pudo afectar negativamente la capacidad reproductiva (FIG. 2).

El número de lactancia tuvo un efecto altamente significativo ( $P < 0,01$ ) sobre el IEP. El IEP es máximo entre la primera y la segunda lactancia, luego disminuye gradualmente hasta la última lactancia (FIG. 3). Estos resultados coinciden con lo reportado por Bodisco y col. [5]. Vacas de primera lactancia

TABLA II  
ANÁLISIS DE VARIANZA / ANALYSIS OF VARIANCE.

Fuente de Variación	GLa	Valor de F
Año de parto	6	14,20**
Mes de parto	11	3,81**
Número de Lactancia	6	3,26*
Edad al parto (lineal)	1	8,46*
Cuadrado medio del residual	7873,39	
GL del residual	1318	

aGrados de libertad; \* = significativo ( $P < 0,05$ ); \*\* = altamente significativo ( $P < 0,01$ ).

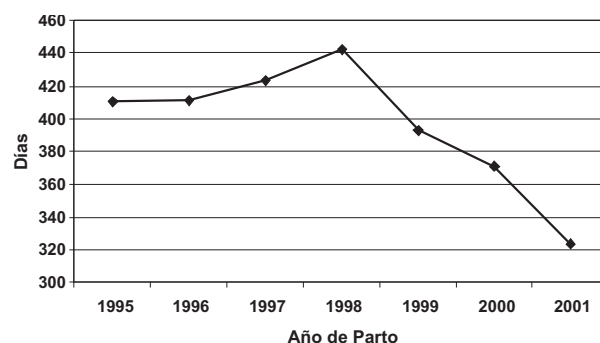


FIGURA 1. DIFERENCIAS ENTRE AÑOS DE PARTO PARA INTERVALO ENTRE PARTOS / CALVING YEAR DIFFERENCES FOR CALVING INTERVAL.

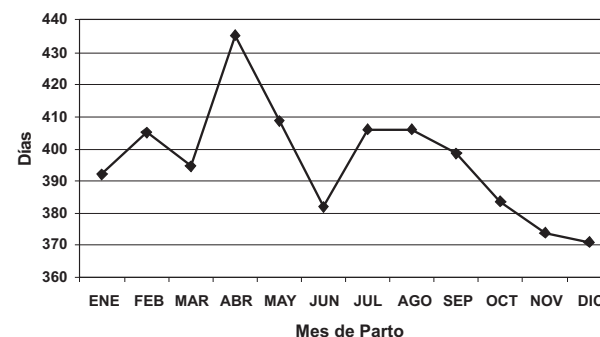


FIGURA 2. DIFERENCIAS ENTRE MESES DE PARTO PARA INTERVALO ENTRE PARTOS / CALVING MONTH DIFFERENCES FOR CALVING INTERVAL.

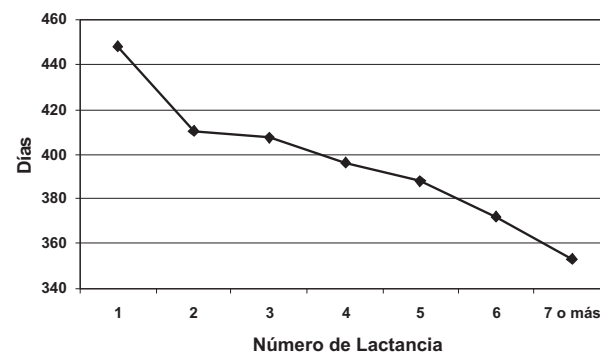


FIGURA 3. DIFERENCIAS ENTRE NÚMEROS DE LACTANCIA PARA INTERVALO ENTRE PARTOS / LACTATION NUMBER DIFFERENCES FOR CALVING INTERVAL.

**TABLA III**  
**COMPONENTES DE VARIANZA Y PARÁMETROS GENÉTICOS ESTIMADOS/ ESTIMATES OF VARIANCE COMPONENTS AND GENETIC PARAMETERS.**

	$\sigma^2_g$	$\sigma^2_{ap}$	$\sigma^2_{at}^*$	$\sigma^2_f$	$h^2$	$r_i$
IEP	359,37	337,94	6124,43	6821,73	0,05 ± 0,044	0,10

\*  $\sigma^2_{at}$  = varianza ambiental temporal.

**TABLA IV**  
**COMPONENTES DE COVARIANZA Y CORRELACIONES ENTRE IEP Y PL305 / COVARIANCE COMPONENTS AND CORRELATIONS BETWEEN CI AND 305L.**

Covarianzas				Correlaciones		
Gen <sup>a</sup>	Amb Perm <sup>b</sup>	Amb Temp <sup>c</sup>	Fen <sup>d</sup>	$r_g$	$r_a$	$r_f$
292,53	391,86	6127,58	6811,97	0,69	0,004	0,09

<sup>a</sup> = genética aditiva. <sup>b</sup> = ambiental permanente. <sup>c</sup> = ambiental temporal. <sup>d</sup> = fenotípica.

tienen generalmente mayores dificultades para preñarse debido a sus requerimientos metabólicos más exigentes debido a su corta edad.

Sólo el efecto lineal de la EPM tuvo un efecto significativo ( $P < 0,05$ ) sobre el IEP, lo cual coincide con lo reportado por otros autores [8]. Por cada mes adicional de EPM de la vaca, el IEP aumentó en 1,1 días. Esto es congruente con el estimado de correlación fenotípica positiva encontrada entre PL305 e IEP en este rebaño (TABLA II). Así, vacas con mayor EPM producen mayor cantidad de leche y, consecuentemente, se espera que el IEP se incremente. Es posible que el efecto cuadrático no se haya manifestado debido a que en el rebaño estudiado muy pocas vacas tenían una edad que permitiera expresar una máxima respuesta para esta variable.

#### Parámetros genéticos y Correlaciones

La TABLA III muestra un resumen de los componentes de varianza y los valores de índice de herencia estimado ( $h^2$ ) y coeficiente de repetición calculado ( $r_i$ ) para IEP. La TABLA IV muestra un resumen de los componentes de covarianza y los coeficientes de correlación genética ( $r_g$ ), ambiental ( $r_a$ ) y fenotípica ( $r_f$ ) de IEP con PL305.

El  $h^2$  ( $\pm$  error estándar) para IEP fue  $0,05 \pm 0,044$ . Este valor es similar al reportado en la mayoría de estudios realizados en rebaños *Bos taurus* manejados intensivamente [1, 5, 14, 23, 30, 36, 43, 44, 46] y coincide con la tendencia general a nivel mundial de estimaciones de índices de herencia bajos para caracteres reproductivos. El  $r_i$  para IEP fue 0,10. Este valor es similar al reportado por otros autores [20, 43].

Los valores de  $r_g$ ,  $r_a$  y  $r_f$  estimados entre PL305 e IEP fueron 0,69; 0,004 y 0,09, respectivamente. Diferentes grados de correlación positiva (genética, ambiental y fenotípica) entre producción de leche e intervalo entre partos en ganado lechero han sido reportados por diferentes autores [1-3, 18, 19, 23, 24, 32, 46], coincidiendo los resultados obtenidos con la ten-

dencia general de que vacas con mayor capacidad de producción lechera tengan mayores dificultades para reproducirse.

#### CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El  $h^2$  estimado IEP indica que sólo una pequeña parte de la variación fenotípica se debe a efectos genéticos aditivos. Por ello, se espera una lenta respuesta fenotípica por unidad de tiempo si este carácter es incluido dentro de un programa de selección.

El  $r_i$  estimado indica una baja correlación entre los registros sucesivos de las vacas para el carácter IEP. En ese sentido, será necesario tomar en cuenta varios registros para este carácter a fin de incrementar la precisión de la selección.

Los estimados de  $r_g$ ,  $r_a$  y  $r_f$  entre IEP y PL305 indican una asociación positiva entre ellos. Así, el incremento en la capacidad de producción de leche de las vacas, sea éste ambiental o genético, redundará en una disminución de la eficiencia reproductiva general del rebaño.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] BAGNATO, A.; OLTENACU P.A. Genetic study of fertility traits and production in different parities in Italian Friesian cattle. **J. Anim. Breed. Genet.** 110:126-134. 1993.
- [2] BARBOSA, M. V.; GARCÍA, J. A.; MARTÍNEZ, M.; SILVA, C.; STERMAN, J. B.; MACHADO, H. C. Associação genética, fenotípica e de ambiente entre medidas de eficiência reprodutiva e produção de leite na raça holandesa. **Rev. Brasil. de Zoot.** 6:1115-1122. 1998.
- [3] BERGER, P.; SHANKS, R.; FREEMAN, A.; LABEN, R. Genetic aspects of milk yield and reproductive performance. **J. Dairy Sci.** 64:114-122. 1981.



- [4] BERRY, D.; BUCKLEY, F.; DILLON, P.; EVANS, R.; RATH, M.; VEERKAMP, R. Genetic relationship among body condition score, body weight, milk yield and fertility in dairy cows. **J. Dairy Sci.** 86:2193-2204. 2003.
- [5] BODISCO, V.; SOSA, G.; HERRERA, M. E.; GARCÍA, E. Reproducción de vacas mestizas de pardo suizo en los años 1971 y 1972. **Agron. Trop.** 25(6):549-560. 1975.
- [6] BOLDMAN, K.G.; KRIESE, L.A.; VAN VLECK, L.D.; VAN TASSELL, C.P.; KACHMAN, S.D. A Manual Use of MTDFREML. A Set of Programs to Obtain Estimates of Variances and Covariances (Draft). U. S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service. 114 pp. 1995
- [7] CAMPOS, M; WILCOX, C; BECERRIL, C; DIZ, A. Genetic parameter for yield and reproductive traits of Holstein and Jersey cattle in Florida. **J. Dairy Sci.** 77:867-873. 1994.
- [8] COLINA, J., VERDE, O.; HAHN, M; BARRIOS, D. Eficiencia reproductiva de un rebaño Holstein puro bajo condiciones tropicales. **Rev. Fac. Cs. Vets. UCV.** 41(1-3):33-40. 2000.
- [9] DECHOW, C.; ROGERS, G.; CLAY, J. Heritabilities and correlations among body condition scores, production traits and reproductive performance. **J. Dairy Sci.** 84:266-275. 2001.
- [10] DEMATAWEWA, C.; BERGER, P. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility and survival in Holsteins. **J. Dairy Sci.** 81:2700-2709. 1998.
- [11] DJEMALI, M.; BERGER, P. Yield and reproduction characteristics of Friesian cattle under North African conditions. **J. Dairy Sci.** 75:3568-3575. 1992
- [12] GODFREY, R.W.; HANSEN, P.J. Reproduction and milk yield of Holstein cows in the US Virgins Islands as influenced by time of year and coat color. **Arch. Latinoam. de Prod. Anim.** 4:(1)31-44. 1996.
- [13] GÓMEZ, H.; TEWOLDE, A. Parámetros genéticos para producción de leche, evaluación de sementales y caracterización de fincas lecheras en el trópico húmedo de Costa Rica. **Arch. Latinoam. de Prod. Anim.** 7(1):19-37. 1999.
- [14] GONZÁLEZ, O.; PÉREZ-CABAL, M.A.; ALENDA, R. Parámetros Genéticos de los caracteres de fertilidad en el vacuno de leche. **X Jornadas sobre Producción Animal. ITEA.** 14, 15 y 16 de Mayo. Zaragoza, España. Vol. Extra Nº 24, tomo II. 504-506 pp. 2003.
- [15] GWAZDAUSKAS, F.C. Effects of climate on reproduction in cattle. **J. Dairy Sci.** 68:1568-1578. 1985.
- [16] GWASDAUSKAS, F.C.; THATCHER, W.W.; WILCOX, C.J. Physiological, environmental and hormonal factors at insemination which may affect conception. **J. Dairy Sci.** 56:873-877. 1973
- [17] HANSEN, P.J.; ARÉCHIGA, C.F. Strategies for managing reproduction in the heat-stressed dairy cows. **J. Dairy Sci.** 82 (Suppl. 2):36-50. 1999.
- [18] HANSEN, L.; FREEMAN, A.; BERGER, P. Association of heifer fertility with cow fertility and yield in dairy cattle. **J. Dairy Sci.** 66:306-314. 1983.
- [19] HANSEN, L.; FREEMAN, A.; BERGER, P. Yield and fertility relationship in Dairy cattle. **J. Dairy Sci.** 66:293-305. 1983.
- [20] HERNÁNDEZ, E.; SEGURA, V.; SEGURA, J.; OSORIO, M.. Intervalo entre partos, duración de la lactancia y producción de leche en un hato de doble propósito en Yucatán, México. **Agrocien.** 34(6):699-705. 2001.
- [21] HOLDRIDGE, L. R. Ecología basada en zonas de vida. Traducido por Humberto Jiménez Saa. San José, Costa Rica. IICA. 216 pp. 1987.
- [22] INGRAHAM, R.H.; GILLETTE, D.D.; WAGNER, W.C. Relationship of temperature and humidity to conception rate of Holstein cows in subtropical climate. **J. Dairy Sci.** 57:476-481. 1974.
- [23] KADARMIDEEN, H.N.; THOMPSON, R.; SIMM, G. Linear and threshold model genetic parameters for disease, fertility and milk production in dairy cattle. **Anim. Sci.** 71:411-419. 2000.
- [24] KHATTAB, A.; ASHMAWY, A. Relationship of days open and days dry with milk production in Friesian cattle in Egypt. **J. Anim. Breed. Genet.** 105:300-3005. 1988.
- [25] LITTELL, R.C., MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D. SAS system for mixed models. **SAS Series in Statistical Applications.** SAS Institute Inc. Cary, NC, USA. 363 pp. 1996
- [26] MAGAÑA, J.; DELGADO, R. Algunas observaciones sobre el comportamiento reproductivo de vacas Pardo Suizo en el trópico sub – húmedo de México. **Rev Biomed.** 9:158-166. 1998.
- [27] MAHADEVAN, P. Variation in reproductive performance. **Breeding for milk production in tropical cattle.** Commonwealth Agricultural Bureaux. Bucks, England. 12-25 pp. 1966
- [28] MARTI, C.; FUNK, D. Relationship between production and days open at different levels of herd production. **J. Dairy Sci.** 77:1682-1690. 1994.
- [29] MRODE, R.A. Best Linear Unbiased Prediction of Breeding Value: Models with Random Environmental Effects. **Linear models for the prediction of animal breeding values.** Cab International. 68pp. 1996.
- [30] OLORI, V.E.; MEUWISSEN, T.H.E.; VEERKAMP, R. F. Calving interval and survival breeding values as measure

- of cow fertility in a pasture – based production system with seasonal calving. **J. Dairy Sci.** 85:689-696. 2002.
- [31] OLTENACU, P.; FRICK, A.; LINDHE, B. Relationship of fertility to milk yield in Swedish cattle. **J. Dairy Sci.** 74:264-268. 1990.
- [32] OLTENACU, P.; ROUNSAVILLE, T.; MILLIGAN, R.; HINTZ, R. Relationship between days open and cumulative milk yield at various intervals from parturition for high and low producing cows. **J. Dairy Sci.** 63:1317-1327. 1980.
- [33] PÉREZ, G.; GÓMEZ, M. Factores genéticos y ambientales que afectan el comportamiento productivo de un rebaño Pardo Suizo en el trópico. 1. Producción de leche. **Rev. Cientif. FCV – LUZ XV(2):**141-147. 2005.
- [34] PLASSE, D. Factores que influyen la eficiencia reproductiva de bovinos de carne en América Latina tropical y estrategias para mejorarla. **IV Cursillo sobre Bovinos de Carne.** Universidad Central de Venezuela. Facultad de Ciencias Veterinarias. . Maracay, 20 y 21 de octubre. Venezuela. 1-51 pp. 1988.
- [35] ROMAN, R.; WILCOX, C. Bivariate animal model estimates of genetic, phenotypic and environmental correlations for production, reproduction and somatic cells in jerseys. **J. Dairy Sci.** 83:829-835. 2000.
- [36] ROYAL, M.D.; FLINT, A.P.F.; WOOLLIAMS, J.A. Genetic and phenotypic relationships among endocrine and traditional fertility traits and production traits in Holstein – Friesian dairy cows. **J. Dairy Sci.** 85:958-967. 2002.
- [37] STOTT, G. H.; WILLIAMS, R. J. Causes of low breeding efficiency in dairy cattle associated with seasonal high temperatures. **J. Dairy Sci.** 57:1369-1375. 1962.
- [38] VACCARO, L. Evaluación y selección de bovinos de doble propósito. En: Fernández Saúl (Ed): **Avances en la producción de leche y carne en el trópico americano.** FAO. Santiago, Chile. 169-208 pp. 1992.
- [39] VACCARO, L. Some aspects of the performance of purebred and crossbred dairy cattle in the tropics. Part I: Reproductive efficiency in females. **Anim. Breed. Abstracts.** 41. (12): 571-591. 1973.
- [40] VACCARO, L. Un Programa genético simple para rebaños de doble propósito. **III Cursillo sobre Bovinos de Carne.** Universidad Central de Venezuela. Facultad de Ciencias Veterinarias. Maracay, 22 y 23 de octubre. Venezuela. 25 - 46 pp. 1987.
- [41] VALLE, A. Correlaciones fenotípicas, genéticas y ambientales entre características productivas y reproductivas de vacas mestizas lecheras. **Zoot. Trop.** 4(1 y 2):67-77. 1986.
- [42] VALLE, A. Duración de la gestación, producción de leche e intervalo entre partos de vacas Holstein de distintas procedencias. **Zoot. Trop.** 13(2):199-214. 1995.
- [43] VALLE, A.; DE MOURA, F. Herencia de los principales parámetros productivos y reproductivos en vacas mestizas (5/8 Pardo Suizo – 3/8 Criollo) Tipo Carora. **Zoot. Trop.** 4:49-65. 1986.
- [44] WEIGEL, K. A.; REKAYA, R. Genetic parameters for reproductive traits of Holstein cattle in California y Minnesota. **J. Dairy Sci.** 83:1072-1080. 2000.
- [45] WILCOX, C.; WEBB, D.; DELORENZA, M. Genetic improvement of dairy cattle. Dairy Production Guide. Florida Cooperative Extension Service. University of Florida. Pp. 10. 1992.
- [46] ZAMBIANCHI, A. R.; RAMALHO, M. A.; SILVA, C. Efeitos genéticos e de ambiente sobre produção de leite e intervalo de partos em rebanhos leiteiros monitorados por sistema de informação. **Rev. Brasil. de Zoot.** 6:1263-1267. 1999.