

Parámetros genéticos de rasgos de crecimiento en el ganado Cebú cubano

A. Guillén Trujillo¹, D. Guerra Iglesias², N. Ávila Serrano³, Dianelys González-Peña¹, A. Palacios¹, R. de Luna¹ y J.L. Espinoza¹

¹Universidad del Mar, Puerto Escondido, Oaxaca, C.P. 71980, México

²Departamento de Genética, Centro de Investigaciones para el Mejoramiento Animal de la Ganadería Tropical, Ave. 101 No.6214 e/ 62 y 100, Loma de Tierra, Cotorro, La Habana, Cuba

Departamento de Zootecnia, Universidad Autónoma de Baja California Sur, México

Correo electrónico: dg@cima-minag.cu

Para estimar los componentes de (co) varianza y los parámetros genéticos del peso al destete, a los siete meses de edad (PD), y del peso final, a los 18 meses (PF), se utilizó una muestra de 67 373 registros de PD y 7 990 registros de PF de animales de la raza Cebú cubano, nacidos entre 1988 y 2006, en cinco centros genéticos del país. El modelo estadístico para PD incluyó los efectos del grupo de contemporáneas (vaquería-año-trimestre-sexo, la edad al destete como covariable lineal y la edad de la madre como lineal y cuadrática), el efecto aleatorio del animal, el aleatorio materno, el efecto del ambiente permanente y el error. El modelo para PF comprendió el grupo de contemporáneas (centro-año-cuatrimestre), el efecto del animal y del ambiente permanente. Los componentes de varianza, estimados mediante modelo animal para el efecto directo de PD por el análisis univariado y bivariado, fueron similares y no tendieron a cambiar significativamente la magnitud de la heredabilidad para los efectos directos (0.06 vs. 0.08) y maternos (0.06±0.01 vs. 0.05±0.01). Sin embargo, para el caso de PF, los componentes de varianza para el efecto directo presentaron cambios importantes. Como resultado, la h^2 fue mayor cuando se utilizó el modelo bivariado (0.26±0.05) que al aplicar el univariado (0.16±0.03). La correlación genética entre el efecto directo y el materno para peso al destete alcanzó un valor de -0.37±0.08 en el análisis univariado, y de -0.21±0.07 en el bivariado. Se concluye que la utilización de un modelo animal, que considere simultáneamente el peso al destete y el peso final, incrementará la eficiencia de la selección para este último carácter.

Palabras clave: *Cebú cubano, componentes de varianza, parámetros genéticos, crecimiento*

El peso al destete y el peso final son los dos rasgos más importantes en el mejoramiento genético del ganado vacuno de carne. Sin embargo, en el peso al destete influyen los efectos maternos, y es obvio que para alcanzar un progreso genético se deben tener en cuenta también los componentes genéticos directos y maternos, especialmente si existe una relación antagónica entre ellos (Backer 1980, Bertrand y Benyshek 1987, Cantet *et al.* 1988, Bijma 2006 y Heydarpour *et al.* 2008).

En Cuba, el destete de los animales se lleva a cabo a los siete meses de edad. Se selecciona, aproximadamente, 25 % de los terneros machos para realizar las pruebas de comportamiento, que concluyen a los 18 meses de edad, y que se llevan a cabo en sistemas de producción extensiva, basados en pastos y sales minerales. La selección puede disminuir la variabilidad en el peso a los 18 meses, debido a que los análisis que se realizan actualmente se basan en un solo rasgo. Se asume, por tanto, una correlación genética de cero, entre el peso a los siete y a los 18 meses. Schaeffer (1999) plantea que cuando los datos se han sometido a selección, los análisis univariados pueden estar sesgados, mientras que los multivariados se espera que tengan en cuenta este sesgo.

El objetivo de este trabajo fue comparar el análisis univariado y el multivariado, sobre la base de la magnitud de los estimados de los parámetros genéticos

y la predicción de los valores genéticos para el peso, a los siete y 18 meses de edad.

Materiales y Métodos

Los animales considerados en la muestra fueron, en su mayoría, producto del programa de inseminación artificial, con observación del estro natural durante todo el año. Se destetaron a los siete meses de edad y los machos seleccionados por su fenotipo se sometieron a la prueba de comportamiento. Para esto se conformaron dos grupos, animales de 7 a 12 meses, y de 13 a 18, hasta concluir la prueba. El sistema de alimentación se basó, principalmente, en pastoreo en zacate estrella (*Cynodon nlemfuensis*) y zacate guinea (*Panicum maximum*). Los animales dispusieron de sales minerales a libre demanda.

Los datos fueron 67 373 registros del peso al destete (PD), a los siete meses de edad, de animales de la raza Cebú cubano, nacidos entre 1988 y 2006, provenientes de cinco centros genéticos del país, y 7990 registros de peso final (PF) a los 18 meses de edad, de animales que concluyeron la prueba de comportamiento, nacidos en el mismo período. La muestra estuvo conformada por 398 padres y 23 390 madres, y el fichero de pedigrí por 90 449 individuos. En la tabla 1 se presentan las características de la muestra estudiada.

Tabla 1. Número de observaciones (n), medias (\bar{X}), desviación estándar (σ) y coeficiente de variación (CV%).

Rasgos	N	X	σ	CV (%)
PD (kg.)	67 373	150.7	28.8	19.1
PF (kg.)	7 990	326.5	57.5	17.6
ED (días)	67 373	199.7	18.2	9.1
EF (días)	7 990	552.0	16.1	2.9

PD= peso al destete; PF=peso final; ED= edad al destete; EF= edad final

Los rasgos analizados fueron PD y PF. El programa utilizado fue el ASReml de Gilmour *et al.* (2000). El modelo estadístico aplicado para PD fue el siguiente:

$$Y = Xb + Z_d a_d + Z_m a_m + W_c a_c + e$$

Donde:

y = variable dependiente (peso a los siete meses)

b = vector de los efectos fijos (combinación vaquería-año-cuatrimestre-sexo más edad al destete, como covariable lineal y edad de la madre, como covariable lineal y cuadrática)

a_d = vector de los efectos aleatorios genéticos aditivos

a_m = vector de los efectos aleatorios genéticos maternos

a_c = vector de los efectos aleatorios del ambiente permanente

X, Z_d , Z_m , y W_p = matrices diseños o de incidencia

Las matrices diseños o de incidencia relacionan el vector de las observaciones con los efectos fijos y aleatorios, respectivamente. Este modelo asume para los efectos aleatorios las siguientes distribuciones:

$$[a_d, a_m, a_c, e] \sim N([0' 0' 0' 0' (Xb)'], \Sigma), y$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} A\sigma_d^2 & A\sigma_{dh} & 0 & 0 & AZ'_d\sigma_d^2 \\ A\sigma_{dh} & A\sigma_m^2 & 0 & 0 & AZ'_m\sigma_m^2 \\ 0 & 0 & I\sigma_c^2 & 0 & W'_c\sigma_c^2 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 & I\sigma_e^2 \\ Z'_d A\sigma_d^2 & Z'_m A\sigma_m^2 & W'_c\sigma_c^2 & I\sigma_e^2 & V \end{bmatrix}$$

Donde:

σ_d^2 = varianza genética aditiva (directa)

σ_m^2 = varianza genética materna aditiva,

σ_{dm}^2 = covarianza genética entre los efectos directos y maternos

σ_c^2 = varianza de los efectos del ambiente permanente

σ_e^2 = varianza residual

$$V = Z'_d A Z'_d \sigma_d^2 + Z'_m A Z'_m \sigma_m^2 + (Z'_d A Z'_m + Z'_m A Z'_d) \sigma_{dm}^2 + W'_c W'_c \sigma_c^2 + I \sigma_e^2$$

En el modelo estadístico para PF, solamente se tuvieron en cuenta los efectos fijos (combinación año-centro-cuatrimestre más la edad al final de la prueba como covariable lineal), el efecto del animal y del ambiente permanente. Los análisis se hicieron independientes para cada rasgo.

Para el análisis bivariado (PD y PF, simultáneamente)

se tuvieron en cuenta los modelos anteriores para cada rasgo, los cuales se pueden representar de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y^{PD} \\ y^{PF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{PD} & 0 \\ 0 & X^{PF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b^{PD} \\ b^{PF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_d^{PD} & 0 & Z_m^{PD} & 0 \\ 0 & Z_d^{PF} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_d^{PD} \\ a_d^{PF} \\ a_m^{PD} \\ a_m^{PF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_c^{PD} & 0 \\ 0 & Z_c^{PF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_c^{PD} \\ a_c^{PF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^{PD} \\ e^{PF} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Donde:

$y^{PD}(y^{PF})$ = vector de las observaciones para PD (PF)

$b^{PD}(b^{PF})$ = vector de soluciones para los efectos fijos de los grupos de contemporáneas

$a_d^{PD}(a_d^{PF})$ = vector de los efectos genéticos aditivos para PD (PF)

a_m^{PD} = vector de los efectos genéticos maternos de PD

$a_c^{PD}(a_c^{PF})$ = vector de los efectos del ambiente permanente para PD (PF)

$e^{PD}(e^{PF})$ = vector de los efectos residuales para PD (PF)

$$X^{PD}, X^{PF}, Z_d^{PD}, Z_d^{PF}, Z_m^{PD}, Z_c^{PD} \text{ y } Z_c^{PF}$$

son las matrices de incidencia conocidas.

Todos los efectos aleatorios en el modelo tienen media cero. La estructura de (co)varianzas asumida fue la siguiente:

$$var \begin{bmatrix} a_d^{PD} \\ a_d^{PF} \\ a_m^{PD} \\ a_m^{PF} \\ c^{PD} \\ c^{PF} \\ e^{PD} \\ e^{PF} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{d(PD)}^2 * A & \sigma_{d(PD)d(PF)} * A & \sigma_{d(PD)m(PD)} * A & \sigma_0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_{d(PD)d(PF)} * A & \sigma_{d(PF)}^2 * A & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_{d(PD)m(PD)} * A & 0 & \sigma_{m(PD)}^2 * A & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_{c(PD)}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & I\sigma_{c(PF)}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{e(PD)}^2 & \sigma_{e(PD)e(PF)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{e(PD)e(PF)} & \sigma_{e(PF)}^2 & 0 \end{bmatrix}$$

Donde:

$$\sigma_{d(PD)}^2, \sigma_{d(PF)}^2, \sigma_{m(PD)}^2, \sigma_{c(PD)}^2, \sigma_{c(PF)}^2, \sigma_{e(PD)}^2 \text{ y } \sigma_{e(PF)}^2$$

son varianzas para los efectos aditivos directos de PD y PF, y maternos de PD del ambiente permanente para PD y PF, y las varianzas residuales para PD y PF, respectivamente.

$\sigma_{d(PD)d(PF)}$ = covarianza entre los efectos aditivos de PD y PF.

$\sigma_{d(PD)m(PD)}$ = covarianza entre los efectos directos y maternos de PD.

$\sigma_{d(PD),m(PF)}$ = covarianza entre los efectos directos y maternos de PD y PF.

$\sigma_{e(PD)e(PF)}$ = covarianza de los efectos residuales entre PD y PF.

A = matriz de relaciones entre todos los individuos en el pedigrí.

Resultados y Discusión

Los estimados de los componentes de (co)varianza de los análisis univariado y bivariado para PD y PF se presentan en la tabla 2.

El componente aditivo para PD en el análisis bivariado resultó algo superior que el univariado, aunque esto no afectó considerablemente la magnitud de la heredabilidad de los efectos directos (h_d^2) en los análisis uni y bivariables (0.06 y 0.08, respectivamente) (tabla 3). Estos se hallaron en el límite inferior de los publicados en la literatura internacional (Quintanilla y Piedrafita 2000) para diferentes razas y metodologías utilizadas.

En una población de ganado Cebú cubano, Guerra *et al.* (2010) encontraron valores similares para peso al destete (0.06 ± 0.01) mediante la aplicación del modelo animal unicarácter. Según Elzo *et al.* (2001), los sistemas de producción basados en pastoreo, con acceso solamente a sales minerales y agua, constituyen una limitación para que las madres (producción de leche) y las crías (crecimiento) puedan expresar todo su potencial genético. Por esto, se encuentran bajas heredabilidades para los efectos genéticos directos y maternos de PD.

Núñez-Domínguez *et al.* (2002) publicaron para la raza Tropicarne cambios importantes para h_d^2 del peso al destete, cuando esta se estimó mediante un análisis

univariado (0.08) y uno bivariado (0.19). Resultados similares encontraron Bennett y Gregory (1996) y Garnero *et al.* (2000), cuando compararon un modelo animal univariado, con respecto a uno multivariado para el peso al destete. En estudios similares, Eler *et al.* (1995) utilizaron un modelo animal en la raza Nelore y encontraron ligeras diferencias, a favor del análisis multivariado.

Para PF, los componentes de varianza (tabla 2) y el valor de heredabilidad (tabla 3) para el efecto directo presentaron cambios importantes. La heredabilidad fue mayor con la utilización del modelo bivariado (0.26), con respecto al univariado (0.16). Esto se debió, fundamentalmente, al incremento relativo del componente de varianza del efecto aditivo. Este resultado asume un incremento en la exactitud de la estimación del valor genético, cuando se utilizó el análisis bivariado. González *et al.* (2009) estimaron valores de 0.21 ± 0.01 para PF en una población de ganado Cebú, en un rebaño de la provincia de Pinar del Río. Resultados similares encontraron Garnero *et al.* (2000) y Núñez-Domínguez *et al.* (2002).

La correlación genética entre los valores aditivos de PD y PF fue de 0.86 ± 0.03 , y entre los residuales de 0.47 ± 0.01 . Schaeffer (1999) plantea que los modelos

Tabla 2. Componentes de (co)varianza y parámetros genéticos para PD y PF.

Componentes (co)varianza	Caracteres			
	PD		PF	
	Univariado	Bivariado	Univariado	Bivariado
σ_d^2	26.7	36.9	145.6	270.9
σ_m^2	30.1	22.7	-	-
$\sigma_{d,m}$	-10.4	-6.14	-	-
σ_c^2	47.7	48.6	94.5	39.3
σ_e^2	381.1	376.2	693.5	719.4
σ_p^2	475.3	478.2	933.6	1029.6

σ_d^2 = varianza de los efectos directos; σ_m^2 = varianza de los efectos maternos; $\sigma_{d,m}$ = covarianza aditiva entre los efectos directos y maternos; σ_{ep}^2 = varianza de los efectos del ambiente permanente; σ_e^2 = varianza residual; σ_p^2 = varianza fenotípica;

Tabla 3. Parámetros genéticos del peso al destete (PD) y peso final (PF)

Parámetros genéticos	Caracteres			
	PD		PF	
	Univariado	Bivariado	Univariado	Bivariado
h_d^2	0.06 ± 0.01	0.08 ± 0.01	0.16 ± 0.03	0.26 ± 0.05
h_m^2	0.06 ± 0.01	0.05 ± 0.01	-	-
$r_{g,d,m}$	-0.37 ± 0.08	-0.21 ± 0.07	-	-
c^2	0.10 ± 0.01	0.10 ± 0.01	0.10 ± 0.03	0.04 ± 0.02

h_d^2 = heredabilidad de los efectos directos; h_m^2 = heredabilidad de los efectos maternos; $r_{g,d,m}$ = correlación genética aditiva entre los efectos directos y maternos y c^2 = proporción de los efectos del ambiente permanente con respecto a σ_p^2

para rasgos múltiples son útiles para los caracteres con diferencias entre las correlaciones genéticas y residuales superiores a 0.5, o donde un rasgo tiene una h^2 muy superior al otro. Todos los rasgos se benefician, en alguna medida, por el análisis simultáneo. Este autor también refiere que, en casos donde las h^2 son similares y no hay diferencias entre las correlaciones genéticas y ambientales, el análisis para rasgos múltiples también es útil, cuando existe un sesgo debido a la selección. En este caso puede haber ocurrido, ya que existe una preselección de los terneros (23.7 %) antes de llevarlos a la prueba de comportamiento.

En la tabla 3 se presenta la correlación genética entre el efecto directo y el materno, que obtuvo un valor de -0.37 ± 0.08 en el análisis univariado, y de -0.21 ± 0.07 en el bivariado. En diversos estudios se ha puesto de manifiesto la existencia de un antagonismo entre los efectos directos y maternos, en caracteres como el peso al destete en el vacuno de carne (Bertrand y Benyshek 1987, Cantet *et al.* 1988, Garrick *et al.* 1989 y Robinson 1996). Quintanilla y Piedrafita (2000), en una amplia revisión de 40 trabajos, encontraron que en 36 de ellos la correlación genética entre el efecto directo y el materno resultó negativa. Esto supone que en un programa de mejora estos efectos se deben tener en cuenta simultáneamente.

Heydarpour *et al.* (2008) plantearon que si estas correlaciones se calculan a partir de datos obtenidos en rebaños, donde existe un buen control de la genealogía, resultan pequeñas y positivas. Sin embargo, en datos de campo, donde se pierde la conexión entre la identificación del animal, cuando se desteta y cuando es madre, estas correlaciones tienden a ser muy negativas, en dependencia del porcentaje de pérdida de la información. Heydarpour *et al.* (2008) señalaron que una pobre estructura poblacional podría crear sesgos en los estimados de la correlación genética entre los efectos directos y maternos; además de explicar algunos de los estimados altos y negativos que se obtuvieron frecuentemente.

A partir de los resultados encontrados, se puede concluir que la utilización del procedimiento blup, con un modelo animal bicarácter, donde se incluye el peso al destete (efectos directos y maternos) y el final en la prueba de comportamiento, mejoraría la eficiencia de la selección para este último. Si se compara con la metodología actual, que los evalúa independientemente, con este procedimiento se puede estimar su variabilidad genética de manera más eficiente.

Agradecimientos

Se agradece al Ing. Franky Ramos, de la Dirección Nacional de Genética, y al Ing. Roberto Peinado, del Centro Nacional de Control Pecuario por facilitar el acceso a la información analizada.

Referencias

Baker, R.L. 1980. The role of maternal effects on the efficiency of selection in beef cattle- a review. Proc. New Zealand society of animal production 40:285

- Revista Cubana de Ciencia Agrícola, Tomo 45, Número 2, 2011.
- Bennett, G.L. & Gregory, K. E. 1996. Genetics (co)variances among birth weight, 200-day weight and postweaning gain in composites and parental breeds of beef cattle. J. Anim. Sci. 74:2596
- Bertrand, J.K. & Benyshek, L.L. 1987. Variance and covariance estimates for maternally influenced beef growth traits. J. Anim. Sci. 64:728
- Bijma, P. 2006. Estimating maternal genetic effects in livestock. J. Anim. Sci. 84:800.
- Cantet, R.J.C., Kress, D.D., Anderson, D.C., Doornbos, D.E., Burfening, P.J. & Blackwell, R.L. 1988. Direct and maternal variances and covariances and maternal phenotypic effects on preweaning growth of beef cattle. J. Anim. Sci. 66:648
- Eler, J.P., van Vleck, L.D. & Ferraz, J.B.S. 1995. Estimation of variance due to direct and maternal effects for growth traits in nelore cattle. J. Anim. Sci. 73:3253
- Elzo, M. A., Martínez, G., González, F. & Huertas, H. 2001. Variabilidad y predicciones genéticas aditivas, no aditivas y totales para la producción de ganado de carne en el rebaño multirracial Sanmartinero-Cebú de la Libertad. R. Corpoica 3:51
- Garnero, A.V., Becerra, L.A., Message, A., Gunsky, R.J. & Lobo, R.B. 2000. Criterios de selecto e despostas correlacionadas con gado de corte. Simposio pecuaria. Perspectivas para III milenio 1. Pirassununga, Sao Pablo, Brasil
- Garrick, D. J., Pollak, E.J., Quaas, R.L. & van Vleck, L.D. 1989. Variance heterogeneity in direct and maternal weight traits by sex and percent purebred for simmental-sired calves. J. Anim. Sci. 67:2515
- Gilmour, A.R., Cullis, B.R., Welham, S.J., Thompson, R. 2000. ASReml Reference manual. NSW. Department of Agriculture. Orange. Agriculture Biometrics. No. 3. 210 pp.
- González, S., Guerra, D., González-Peña, D., Ramírez, R., Rodríguez, M. & Ramos, F. 2009. Crecimiento y reproducción en el ganado Cebú cubano de la Empresa Genética Pecuaria "Camilo Cienfuegos". Ciencia y tecnología ganadera 3:33
- Guerra, D., Guillén, A., Espinosa, J.L., Palacios, A., De Luna, R., González-Peña, D., Ávila, N. 2010. Componentes de (co)varianzas del peso al destete en ganado cebú cubano. Rev. Cubana Cienc. Agríc. 44:345
- Heydarpour, M., Schaeffer, L. R. & Yazdi, M. H. 2008. Influence of population structure on estimates of direct and maternal parameters. J. Anim. Breed. Genet. 125:89
- Núñez-Domínguez, R., Ramírez-Valverde, R., Ruiz-Flores, A. & Domínguez-Viveros, J. 2002. Univariante vs bivariate analyses of weaning and 18-months weights in Tropicarne cattle. 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier. France
- Robinson, D.L. 1996. Estimation and interpretation of direct and maternal genetics parameters for weights of Australian Angus cattle. Livest. Prod. Sci. 45:1
- Quintanilla, R. & Piedrafita, J. 2000. Efectos maternos en el peso al destete del ganado vacuno de carne: una revisión. ITEA. 96:7
- Schaeffer, L.R. 1999. Multiple traits animal models. Disponible: <<http://www.aps.uoguelph.ca/~lrs/animalz/lesson15/>> [Consultado: 11/3/2009]

Recibido: 12 de febrero de 2010