

# Interacción genotipo-ambiente en ganado Holstein colombiano\*

M. F. Cerón Muñoz<sup>1\*\*</sup>, H. Tonhati<sup>1</sup>, C. Costa<sup>2</sup> y F. Benavides<sup>3</sup>

<sup>1</sup>FCAVj-Universidade Estadual Paulista- Jaboticabal SP-Brasil.

<sup>2</sup>Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária EMBRAPA/CNPGL. <sup>3</sup>Universidad de Nariño- Colombia.

---

## Genotype and environment interaction in Colombian Holstein cattle

**ABSTRACT:** The existence of Genotype-Environment Interactions among four regions of Colombia was investigated. The information was obtained from records of Holstein cattle in Cundinamarca (C), Valle del Cauca(V), Antioquia (A) and Nariño (N). A mixed models multivariate analysis methodology, applied to an animal model for repeated measures was used. Variance components were estimated by Derivative Free Restricted Maximum Likelihood algorithm (DFREML). Contemporary group (Herd-year) and genetic group of the sires (origin-year of birth) were fixed effects, and the genetic additive, permanent environment and temporary environment were included as random effects. Production records (n = 69464) of 25 608 daughters of 594 sires were used. Genetic correlation coefficients of milk production between regions were 0.70, 0.83, 0.73, 0.95, 0.97 and 0.99 for C-V, C-A, C-N, V-A, V-N and A-N, respectively. Different genetic, permanent environment and residual variances among areas were observed, but heritabilities and repetibilities were similar. Genotype and Environment Interaction exists, mainly between Cundinamarca and the other three regions.

Key words: Milk production, genotype and environment interaction, heterogeneity of variance, Holstein

---

©2001 ALPA. Todos los derechos reservados

Arch. Latinoam. Prod. Anim. 2001. 9(2): 74-78

**RESUMEN:** Se investigó la existencia de Interacción Genotipo-ambiente entre cuatro regiones. Las informaciones se tomaron de registros de ganado Holstein de Cundinamarca (C), Valle del Cauca(V), Antioquia (A) y Nariño (N). Se realizó un análisis multivariado utilizando el método de Máxima Verosimilitud Restricta (REML), con un algoritmo libre de derivadas mediante un Modelo Animal con medidas repetidas e incluyendo los efectos fijos de grupo contemporáneo (Rebaño-Año) y grupo genético de toro (origen-año de nacimiento) y los efectos aleatorios de genético aditivo, ambiente permanente y residual. Los datos abarcaron 69 464 lactaciones de 25 608 vacas, hijas de 594 toros. Las correlaciones genéticas de la producción de leche entre regiones fueron 0.70, 0.83, 0.73, 0.95, 0.97 y 0.99 para C-V, C-A, C-N, V-A, V-N y A-N, respectivamente. Se observaron diferentes varianzas genéticas, ambientales permanentes y residuales entre las regiones, pero las heredabilidades y repetibilidades fueron similares. Interacción Genotipo-ambiente existe principalmente entre Cundinamarca y las otras tres regiones.

Palabras clave: Producción de leche, heterogeneidad de varianza, Holstein, interacción genotipo-ambiente

## Introducción

El potencial genético de los animales se expresa en la medida que las condiciones ambientales lo permitan. El ambiente no modifica de forma directa la constitución genética del individuo, pero sí determina la extensión con que se expresa. Sin embargo, cuando se considera una serie de ambientes, se detecta además de los efectos genéticos y am-

bientales, un efecto adicional causado por la interacción de los mismos (Cruz y Regazzi, 1994).

La Interacción Genotipo-ambiente se define como la alteración del desempeño del genotipo medido en dos o más ambientes. Este tipo de estudios son de mucha utilidad en programas de mejoramiento genético, pues existe la posibilidad de que los mejores genotipos en un ambiente no lo sean en otro (Bowman, 1981).

---

\*Proyecto Financiado por la Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo-Brasil. Agradecimiento a la Asociación Holstein de Colombia por ceder las bases de datos.

\*\*E-mail: mceronm@cnppl.embrapa.br

Recibido Abril 04, 2001.

Aceptado Julio 10, 2001

La Interacción Genotipo-ambiente atribuida a la distribución geográfica debe ser estudiada en países o regiones para determinar su importancia. Esta línea de investigación es indispensable debido al incremento de la comercialización de material genético y su uso en diversos ambientes. Es importante comparar el desempeño de reproductores en los países o regiones donde son utilizados.

En el caso de los Andes colombianos, la importación de material genético de Holstein y la selección practicada hasta el día de hoy, han permitido mejorar los índices productivos, entretanto, el nivel alcanzado difiere entre las regiones. Estas diferencias, son atribuidas a diversos efectos incluyendo el clima, condiciones económico-sociales y prácticas de manejo.

Basado en los fundamentos anteriores, este trabajo tuvo como objetivo investigar la existencia de la Interacción Genotipo-ambiente en la producción de leche de bovinos Holstein en regiones de los cuatro departamentos de Cundinamarca, Valle del Cauca, Antioquia y Nariño.

## Materiales y Métodos

La base de datos analizada en este estudio es parte del programa de Control Oficial Lechero de la Asociación Holstein de Colombia, localizada en la ciudad de Santafé de Bogotá, D.C. Las producciones de leche hasta 305 días, fueron ajustadas a edad adulta (PLEM) usando los factores de ajuste sugeridos por Stanton (1990). Se utilizaron 69 464 lactaciones de 25 608 vacas, hijas de 594 toros reproductores de origen estadounidense, canadiense y colombiano, previamente identificados en las bases de datos de la Holstein Canadá (1998), AIPL/ARS-USDA (1999) y de los libros de registro de toros de la Asociación Holstein de Colombia (1970-1998). Estos toros podían tener o no hijas en todas las regiones. En el Cuadro 1 se indica la distribución de las lactaciones, número de rebaños, número de vacas y reproductores en las cuatro regiones estudiadas.

Se formaron grupos genéticos por origen y año de nacimiento de los toros (GG), caracterizados así: Toros canadienses (nacidos desde 1964 a 1979 y 1980 a 1988); Toros

estadounidenses (nacidos desde 1962 a 1973, 1974 a 1979 y 1980 a 1990); y toros colombianos (nacidos desde 1965 a 1979 y 1980 a 1990).

Las producciones de leche en cada región se consideraron como características diferentes (Schaeffer *et al.*, 1978). Esta metodología se aplica para estudios de Interacción Genotipo-ambiente, donde los ambientes son considerados características distintas para una misma variable (en este caso producción de leche). Este tipo de análisis permite estimar componentes de varianza heterogéneos y covarianzas genéticas entre ambientes (Gianola, 1986).

Se realizó un análisis para múltiples características utilizando un modelo animal y el método de Máxima Verosimilitud Restringida con un algoritmo libre de derivadas (DFREML). Los componentes de (Co)varianza fueron estimados mediante procedimientos MTDFREML (Boldman *et al.*, 1993).

La descripción del modelo utilizado es:

$$y_i = X_i b_i + ZQ_i g_i + Z_i a_i + W_i p_i + e_i,$$

donde:

$y_i$  = es el vector de observaciones para la  $i$ -ésima característica, donde  $i$  = Cundinamarca (1), Valle del Cauca (2), Antioquia (3) y Nariño (4);

$X_i$  = es la matriz de incidencia que relaciona al efecto fijo de grupo contemporáneo Rebaño-año de lactación ( $b_i$ );

$Q_i$  = es la matriz de incidencia que relaciona el vector del efecto fijo de grupo genético del toro ( $g_i$ );

$Z_i$  = es una matriz de incidencia que relaciona al efecto aleatorio genético aditivo del animal ( $a_i$ );

$W_i$  = es una matriz de incidencia que relaciona el efecto aleatorio de ambiente permanente ( $p_i$ ); e

$e_i$  = es el efecto aleatorio residual.

Asumiéndose que:

$$\begin{matrix} & a & 0 \\ \text{Esperanza}[y] & [Xb \quad Qg]; & \text{Esperanza } p & 0 ; \\ & e & 0 \end{matrix}$$

Cuadro 1. Distribución de los datos usados para el análisis Multivariado entre regiones de cuatro departamentos de Colombia.

	Región			
	Cundinamarca	Valle del Cauca	Antioquia	Nariño
Número de rebaños	259	32	72	25
Reproductores con hijas	544	91	150	41
Vacas	20 065	1 442	3 059	442
Clases rebaño-año	2 060	198	500	89
Número de registros			69 464	
Reproductores con hijas			594	
Número de animales en la matriz de parentesco			35 446	

Cuadro 2. Estimativas de (Co) Varianza, heredabilidad, repetibilidad y correlaciones genéticas de la producción de leche en regiones de cuatro departamentos de Colombia.

	Región			
	Cundinamarca	Valle del Cauca	Antioquia	Nariño
Producción promedio, varianzas, heredabilidad y repetibilidad				
Promedio de PLEM	5 855	5 248	5 423	6 534
Desviación estándar	1 736	1 719	1 481	2 161
Varianza genética aditiva	231 891	305 821	240 499	387 066
Varianza de ambiente permanente	318 059	355 188	207 273	580 017
Varianza residual	678 986	741 412	704 246	1 063 299
Heredabilidad	0.19	0.22	0.21	0.19
Repetibilidad	0.45	0.47	0.39	0.48
Covarianzas y correlaciones genéticas <sup>1</sup>				
Cundinamarca		0.70	0.83	0.73
Valle del Cauca	186 855		0.95	0.97
Antioquia	196 202	256 511		0.99
Nariño	219 609	333 300	301 024	

<sup>1</sup>Cifras encima de la diagonal son las correlaciones genéticas y debajo de la diagonal las covarianzas de la producción de leche entre regiones.

$$\begin{matrix} a & G & 0 & 0 \\ \text{Varianza } p & 0 & P & 0 \\ e & 0 & 0 & R \end{matrix},$$

donde:

$$\text{Varianza}(a) \begin{matrix} G & G_0 & A \\ \begin{matrix} {}^2_{a_1} A & {}^2_{a_2} A & {}^2_{a_3} A & {}^2_{a_4} A \\ {}^2_{a_{21}} A & {}^2_{a_2} A & {}^2_{a_{23}} A & {}^2_{a_{24}} A \\ {}^2_{a_{31}} A & {}^2_{a_{32}} A & {}^2_{a_3} A & {}^2_{a_{34}} A \\ {}^2_{a_{41}} A & {}^2_{a_{42}} A & {}^2_{a_{43}} A & {}^2_{a_4} A \end{matrix} \end{matrix},$$

donde A es la matriz de parentesco de los animales.

$$\text{Varianza}(p) \begin{matrix} P \\ \begin{matrix} {}^2_{p_1} I_{n_1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}^2_{p_2} I_{n_2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}^2_{p_3} I_{n_3} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^2_{p_4} I_{n_4} \end{matrix} \end{matrix},$$

donde  $I_{n_i}$  es una matriz identidad de orden igual al número de animales con registro en la región 1,2,3 ó 4.

$$\text{Varianza}(e) \begin{matrix} R \\ \begin{matrix} {}^2_{e_1} I_{n_1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}^2_{e_2} I_{n_2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}^2_{e_3} I_{n_3} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^2_{e_4} I_{n_4} \end{matrix} \end{matrix},$$

donde  $I_{n_i}$  es una matriz identidad de orden igual al número de observaciones con registro en la región 1,2,3 ó 4.

### Resultados y Discusión

En este conjunto de datos el promedio de producción de leche a edad adulta para Colombia fue de 5 761 ± 1 735 kg., valor semejante a los promedios para vacas Holstein en

otros países latinoamericanos. Siendo el nivel general de producción de leche en países (sub.) tropicales, inferior al de los Estados Unidos, la respuesta promedio de las hijas para la selección de toros también sería menor en estos países (Stanton, 1990).

Para Cundinamarca, Valle del Cauca, Antioquia y Nariño, los promedios de PLEM fueron de 5 855 ± 1 736, 5 248 ± 1 719, 5 423 ± 1 481 y 6 534 ± 2 161 kg., respectivamente (Cuadro 2). Las regiones de Cundinamarca y Nariño presentaron mayor producción de leche y Valle del Cauca y Nariño mayor desviación estándar. Las diferencias en los promedios y en las desviaciones estándar entre regiones son el reflejo de las diferencias geográficas, meteorológicas y condiciones socioeconómicas propias de cada región. Por tanto, los objetivos de un programa de mejoramiento genético, deben estar enfocados a las condiciones, necesidades e intereses de cada región.

**Componentes de (Co) varianza, heredabilidad y repetibilidad.** Los coeficientes de heredabilidad de la producción de leche alrededor de 0.2 (Cuadro 2) fueron semejantes entre estas cuatro regiones y se encuentran dentro de los límites de las estimativas encontradas por Stanton (1990) y Correa (1992) entre otros. Sin embargo, los datos analizados en este trabajo incluyeron varias lactaciones por vaca, lo que implica que las poblaciones bajo estudio pasaron por procesos de descarte por bajo rendimiento u otras causas, lo que afecta las estimaciones de heredabilidad. Los coeficientes encontrados en este trabajo indican que la producción de leche sufre gran influencia de los efectos no genéticos y por consiguiente, las mejoras en las condiciones ambientales aumentarían rápidamente la producción.

Existieron diferencias de importancia en las estimaciones de varianza genética aditiva, de ambiente permanente y

residual entre regiones (Cuadro 2). Cundinamarca fue la región que presentó menores valores de varianza genética aditiva y residual, pero no fue la que presentó menor promedio de producción. Estos resultados no concuerdan con las afirmaciones realizadas por Dong y Mao (1990) entre otros, que a medida que aumenta el promedio de producción de leche aumenta la varianza. El nivel de producción no es la única causa que influencia la variación existente entre animales de un determinado ambiente. Menores valores de varianza genética aditiva se encuentran en ambientes donde existe mayor intensidad de selección (Ibáñez, 1996) y menores valores de varianza residual se encuentran en ambientes donde el manejo de las vacas es homogéneo (De Veer y Van Vleck, 1987). Según Weigel *et al.* (1993) las diferencias en estructura y manejo de los rebaños causan diferencias en las varianzas residuales. El número de registros, rebaños y toros también causan diferencias en las varianzas entre ambientes.

La heterogeneidad de varianza causada por la distribución geográfica es consecuencia de las diferencias en los sistemas de producción y manejo en los diferentes ambientes de Colombia. Este fenómeno también fue observado por Wiggans y Van Raden (1991) en diferentes regiones de los Estados Unidos; Doderhoff y Swalve (1998) en regiones alemanas e Ibáñez *et al.* (1999) en regiones españolas.

**Correlaciones genéticas.** Las correlaciones genéticas para PLEM fueron de 0.70, 0.83, 0.73, 0.95, 0.97 y 0.99 entre Cundinamarca-Valle del Cauca, Cundinamarca-Antioquia, Cundinamarca-Nariño, Valle del Cauca-Antioquia, Valle del Cauca-Nariño y Antioquia-Nariño, respectivamente (Cuadro 2). Estos valores de correlación genética, especialmente entre Cundinamarca con las otras tres regiones, evidencian que las progenies de los toros analizados no tuvieron el mismo desempeño en los diferentes ambientes. Hubo alteraciones en el orden de clasificación de los genotipos como consecuencia de esta interacción (Figura 1).

En general los resultados encontrados en este trabajo confirman que la expresión fenotípica de la producción de leche es el resultado de la acción genética, ambiental y de la Interacción Genotipo-ambiente en rebaños colombianos. Diferencias en la magnitud de las varianzas y correlaciones genéticas no unitarias de la producción de leche entre regiones deben tenerse en cuenta en programas de mejoramiento genético. Según lo discutido por Henderson (1984), las simplificaciones de considerar varianzas homogéneas y ausencia de Interacción Genotipo-ambiente, para facilitar la interpretación biológica y los procedimientos estadísticos, dan como resultado evaluaciones genéticas con menor confiabilidad.

Para las evaluaciones genéticas se puede utilizar análisis para múltiples características (Quass *et al.*, 1989; Gianola, 1986). Sin embargo y como fue constatado en este trabajo, cuando el número de ambientes aumenta, el número de parámetros a estimar también aumenta, dificultando los procesos computacionales para la realización de los respectivos análisis. Otra alternativa biológicamente razonable, sería la de modelar las varianzas para cada uno de los ambientes (Garrick y Van Vleck, 1987). En cualquiera de los casos anteriores, la confiabilidad de los valores genéticos de los toros, dependería del número de hijas para cada ambiente.

Wiggans y Van Raden (1991) sugieren la realización de un preajuste de la varianza fenotípica por región-año de parto y número de partos. Ibáñez *et al.* (1999), señalan que los métodos de estandarización fenotípica, no llevan en consideración las correlaciones entre los datos debidas a las relaciones genéticas, al estimar las varianzas fenotípicas para cada clase región-periodo de tiempo.

Por otro lado, la existencia de heterogeneidad de varianzas entre ambientes lleva a una desproporcionada ganancia genética entre ambientes. Esto reduce la eficiencia de programas de mejoramiento genético (Hill, 1984; Vinson, 1987).

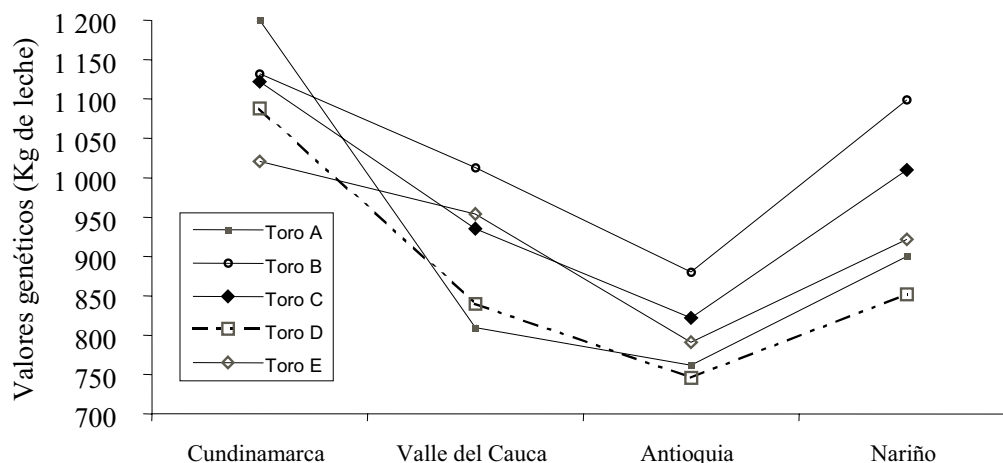


Figura 1. Estimativas de los valores genéticos (kg de leche) de los cinco mejores toros para Cundinamarca, Valle del Cauca, Antioquia y Nariño.

En el caso de Colombia, lo ideal sería escoger los mejores genotipos en cada ambiente y deben tenerse en cuenta varias características de producción, reproducción y de tipo funcional y principalmente características de adaptación a los Andes Colombianos, buscando la combinación óptima entre el genotipo y el ambiente.

### Literatura Citada

- A IPL/ARS-USDA 1999. Animal Improvement Program Laboratory – Agriculture Research Service- United State Department of Agriculture. (Internet://www-mindit/netmind.co/go, nov. de 1999).
- Aso. Holstein de Colombia. 1970-1998. Registros genealógicos de toros nacionales. Programa de Mejoramiento Genético Lechero MLH. Bogotá (varios libros).
- Boldman, K. G., L. A. Kriese, L. D. Van Vleck, and S. D. Kachman., 1993. A manual for the use of MTDFREML: a set of programs of variances and co variances. Department of Agriculture Research Service. Lincoln, NE. 120 p.
- Bowman, J. C. 1981. Introdução ao Melhoramento Genético Animal., EPU, Ed. Universidade de São Paulo.
- Correa, E. 1992. Índices de selección para Ganado Holstein registrado en cuatro regiones de Colombia. Tesis (Maestría en Reproducción Animal) - Universidad Nacional de Colombia. Santafé de Bogotá. 125p.
- Cruz, C. D. e A. J. Regazzi. 1994. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa. 390p.
- De Veer J. C. and L. D. Van Vleck. 1987. Genetic parameters for first lactation milk yields at three levels of herd production. *J. Dairy Sci.* 70:1434.
- Dodenhoff, J. and H. H. Swalve. 1998. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. *Liv. Anim. Prod.* 53:225.
- Dong, M. C. and I. L. Mao. 1990. Heterogeneity of (co)variance and heritability in different levels of intraherd milk production variance and of herd average. *J. Dairy Sci.* 73:843.
- Garrick, D. J. and L. D. Van Vleck. 1987. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variance. *J. Dairy Sci.* 65:400.
- Gianola, D. 1986. On selection criteria and estimation of parameters when the variance is heterogeneous. *Theor. Appl. Gen.* 72:671.
- Henderson, C. R. 1984. Applications of linear models in Animal breeding. University of Guelph. Guelph, Ont. 439 p.
- Hill, W. G. 1984. On selection among groups with heterogeneous variance. *Anim. Prod.* 39:473.
- Holstein Canada. 1998. Animal Inquiry. (Internet:http://www.holstein.ca/., set. 1998).
- Ibáñez, M. A. 1996. Heterogeneidad de varianzas en la población Frisona Española. Tesis (Doctorado), Universidad Politécnica de Madrid. 173p.
- Ibáñez, M. A., M. J. Carabaño and R. Alenda. 1999. Identification of sources of heterogeneous residual and genetic variances in milk yield data from the Spanish Holstein-Friesian population and impact on genetic evaluation. *Liv. Anim. Prod.* 59:33.
- Quass, R. L., D. J. Garrick, and W. H. McElhenney. 1989. Multiple trait prediction for a type of model with heterogeneous genetic and residual covariance structure. *J. Anim. Sci.* 67:2529.
- Schaeffer, L.R., J. W. Wilson, and R. Thompson. 1978. Simultaneous estimation of variance components from multitrait mixed model equations. *Biometrics.* 34(2):199.
- Stanton, T. L. 1990. Investigation of genotype by environment interaction for Holstein milk yield in Colombia, Mexico and Puerto Rico. Tesis (Doctor of Philosophy). Department of Animal Science, Cornell University. Ithaca, NY. 207p.
- Vinson, W. E. 1987. Potential bias in genetic evaluations from differences in variation within herds. *J. Dairy Sci.* 70:2450.
- Weigel, K.A., D. Gianola, B. S. Yandell, and J. F. Keown. 1993. Identification of factors causing heterogeneous within-herd variance components using a structural model for variance. *J. Dairy Sci.* 76:1466.
- Wiggans G. R. and P. M. Van Raden. 1991. Method and effect of adjustment for heterogeneous variance. *J. Dairy Sci.* 74:4350.