

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/238108785>

# Respuesta a la selección para producción láctea de toros Holstein de Estados Unidos en las provincias de Bío-Bío y Malleco, Chile# Selection response for milk production of United...

Article in Archivos de Medicina Veterinaria · January 2005

CITATIONS

2

READS

16

5 authors, including:



[Alejandro Jara](#)

Pontifical Catholic University of Chile

74 PUBLICATIONS 1,123 CITATIONS

SEE PROFILE

## Respuesta a la selección para producción láctea de toros Holstein de Estados Unidos en las provincias de Bío-Bío y Malleco, Chile<sup>#</sup>

Selection response for milk production of United States Holstein bulls in the provinces of Bío-Bío and Malleco, Chile

A Jara<sup>1</sup>, A Guzmán<sup>1</sup>, M Peña<sup>1</sup>, M J García<sup>1,\*</sup>, N Barría<sup>2,\*\*</sup>

### SUMMARY

Correlated selection response of United States Holstein bulls was estimated in the provinces of Bío-Bío and Malleco (Chile). The aim of this research was to obtain indicators that could estimate the profitability obtained by Chilean farmers due to the investment in imported semen. Information for milk and fat production of 7.523 first lactation cows, adjusted to 2X,305d-ME, freshening between 1992 and 2001, were considered. Four levels of herd production and variability were defined. Each herd was assigned to one production and variability level using the herd-year mean and herd-year standard deviation of milk yield, respectively. Herd-year means and standard deviations were determined using all first lactations in a herd-year, including those with unknown sires. The correlated response was estimated using the regression coefficient of daughter's yield, deviated from the contemporary group, on the predicted transmitting ability of the sire as reported by the United States Department of Agriculture in November, 2002. The estimated selection response was  $0.40 \pm 0.06$  for milk yield and  $0.30 \pm 0.05$  for fat yield. These correlated selection responses were lower than the responses reported in United States herds, representing 34% and 26% of the selection response observed for milk and fat yield in that country, respectively. On the other hand, daughter selection response increased almost linearly with increasing variability but it was not so clear with increasing herd year mean. Classifying herds by herd-year standard deviation appears to be the most effective way to identify heterogeneous responses to sire selection.

*Palabras clave:* vacas, selección, interacción genético ambiental.

*Key words:* cows, selection, genotype environment interaction.

### INTRODUCCION

Con el desarrollo de técnicas para la congelación de semen por Polge y Rowson en 1952, se ha generado un gran intercambio de material genético a través del mundo. Esto ha permitido, que la importación de semen de razas mejoradas se utilice en forma rutinaria como una estrategia para mejorar la productividad de sistemas ganaderos de menor nivel, lo que, frecuentemente, se lleva a cabo sin una evaluación sistemática del comportamiento de los genes introducidos en el nuevo ambiente (Elzo y Bradford 1985).

En Latinoamérica, la importación de semen de toros de la raza Holstein, desde diferentes países, se ha utilizado como una estrategia para mejorar la productividad del ganado bovino lechero. Esto implica, que la selección de los reproductores se ha realizado en un ambiente distinto

al cual los genotipos son utilizados, lo que, en presencia de interacción genético ambiental (IGA), podría determinar que las respuestas productivas de las hijas en Latinoamérica, sean diferentes a las obtenidas en el país donde se realizó la selección.

Dickerson (1962) definió el concepto de IGA como una fuente adicional de variación que se debe a los efectos conjuntos del genotipo y el ambiente, y que no es predecible a través de sus efectos individuales. Este componente causal de variación ocurre cuando se producen diferencias en la expresión de los genotipos en distintos ambientes (Bulmer 1980, Falconer y Mackay 1996). Falconer (1952), propuso que un carácter medido en diferentes ambientes puede ser considerado como características diferentes pero genéticamente correlacionadas. De esta forma, la respuesta correlacionada a la selección depende de la correlación entre la misma característica expresada en diferentes ambientes, la que puede estar influenciada por la presencia de IGA a través de un cambio en el ordenamiento de los reproductores y/o de la presencia de varianzas heterogéneas (Dickerson 1962). Esto último, puede ser aplicado al ganado bovino lechero de Latinoamérica, donde la ganancia genética obtenida es una consecuencia de la respuesta correlacionada a la selección de toros en otros países. La respuesta correla-

Aceptado: 05.10.04.

# Financiado por Fondecyt: Proyecto N° 1000794.

<sup>1\*</sup> Escuela de Medicina Veterinaria, Facultad de Ciencias Silvoagropecuarias, Universidad Mayor, Camino La Pirámide 5750, Huechuraba, Santiago, Chile.

<sup>2\*\*</sup> Facultad de Ciencias Veterinarias y Pecuarias, Universidad de Chile, Santa Rosa 11735, La Granja, Chile.

cionada podría ser menor que la respuesta directa debido a la presencia de IGA entre los países donde se realiza la selección y donde los genes son utilizados.

El término IGA, resulta de particular interés en mejoramiento genético ya que puede afectar la eficiencia de programas de selección a través de una reducción en la expresión de las características productivas de interés, y de una disminución en la expresión de características reproductivas y de la tasa de sobrevivencia de determinados genotipos utilizados en un ambiente particular (Bulmer 1980, Falconer y Mackay 1996). Blake y col (1988), estimaron la rentabilidad obtenida por el uso de toros Holstein de EE.UU. en México, asumiendo una respuesta correlacionada de 0,75. Ellos mostraron que, bajo las condiciones productivas mexicanas, la baja respuesta a la selección produjo un cambio en el ordenamiento de los toros por valor presente neto (VPN) para producción de leche entre ambos países.

Holmann y col (1990), obtuvieron retornos económicos promedios negativos a la inversión en semen Holstein de EE.UU., para subclases predio-año de parto con niveles bajos de desviación estándar, en Colombia, México y Venezuela, cuando el VPN se calculó utilizando los valores propios de los parámetros reproductivos, la tasa de interés real, el precio de la leche, el costo del semen y la respuesta en producción de leche de las hijas. Ellos mostraron que la razón predominante del retorno económico negativo fue la menor respuesta en producción de leche de las hijas. Los retornos económicos de toros con VPN positivos disminuyeron en un 45, 72 y 81% en México, Colombia y Venezuela, respectivamente, cuando las respuestas para producción láctea variaron de 0,75 a 0,55 en México y de 0,60 a 0,30 en Colombia y Venezuela. Por otra parte, ellos mostraron que es posible obtener retornos económicos mayores si se utilizan toros de monta natural, descendientes de toros de inseminación artificial estadounidenses, en lugar de utilizar sólo toros de inseminación artificial para niveles de respuesta y de tasas de concepción promedio.

En la literatura, existe abundante evidencia que muestra la sensibilidad de características de producción láctea frente a la presencia de IGA (Danell 1982, Hill y col 1983, Lofgren y col 1985, De Veer y Van Vleck 1987, Boldman y Freeman 1988, Carabaño y col 1990, Dodenhoff y Swalve 1998, Jara y Barría 2000). Esto explica que diferentes trabajos muestren la existencia de respuestas correlacionadas, menores a la unidad, para producción láctea en el ganado bovino lechero de distintos países latinoamericanos (Stanton y col 1991a, Stanton y col 1991b, Cienfuegos-Rivas y col 1999, Costa y col 2000, Barría y col 2002).

Debido a que la rentabilidad a la inversión en semen de toros Holstein en los predios lecheros de Latinoamérica depende de la respuesta productiva de las hijas y a la evidencia de la existencia de interacción genético ambiental

en países latinoamericanos, es de interés evaluar la respuesta correlacionada en las regiones VIII y IX de Chile. De esta forma, el objetivo principal del presente trabajo fue evaluar la respuesta a la selección obtenida en vacas lecheras de las provincias de Bío-Bío y Malleco para características de producción lechera por la utilización de toros Holstein de inseminación artificial de Estados Unidos. Además, se evaluó la existencia de respuestas correlacionadas heterogéneas a través de niveles de producción y variabilidad predial.

## MATERIAL Y METODOS

Se utilizó información de 7.523 lactancias de vacas de primer parto, hijas de 215 toros, iniciadas entre 1992 y 2001 en lecherías de las provincias de Bio-Bío y Malleco (VIII y IX regiones de Chile). Ambas provincias se sitúan, aproximadamente, entre los paralelos 36° 45' y 38° 52' latitud sur, y los meridianos 70° 25' y 73° 25' longitud oeste y poseen un clima templado con lluvias invernales y una estación estival seca corta. La información se obtuvo a partir de los controles lecheros oficiales que mantiene la Empresa Insecabio Ltda. en la ciudad de Los Angeles.

Se utilizó sólo información de vacas de primer parto, con el objeto de evitar el efecto de selección causado por la eliminación no voluntaria de vacas en partos posteriores. Las características analizadas fueron producción de leche y grasa total por lactancia, ajustadas a 305 días (305), madurez equivalente (ME) y dos ordeñas diarias (2X). La predicción de los valores genéticos (PTA) de los toros se obtuvo del informe de noviembre de 2002 de la evaluación genética realizada por el Departamento de Agricultura de EE.UU. (USDA).

*Restricciones del análisis.* Con el objeto de evitar la influencia de observaciones atípicas en el análisis, de obtener estimaciones confiables de los parámetros y de evitar la confusión entre efectos, se utilizaron producciones totales entre 2.300 y 17.500 kg de leche, y 50 y 600 kg de grasa, se descartaron aquellas lactancias pertenecientes a subclases predio-año-estación de parto (PAE) que presentaron menos de 6 registros de hijas de dos o más toros con evaluación genética publicada por el USDA. En el cuadro 1 se presenta una descripción estadística para producción de leche y grasa, de los registros utilizados. En el cuadro 2 se presenta una descripción estadística para los valores genéticos de los padres utilizados.

*Definición de los grupos contemporáneos.* Se definió como grupo contemporáneo a la subclase predio-año-estación de parto. Se definieron tres estaciones de parto. Verano: para aquellas lactancias iniciadas entre diciembre y febrero; Otoño-Invierno: para lactancias iniciadas entre marzo y julio, y Primavera: para aquellas lactancias iniciadas entre agosto y noviembre.

**Cuadro 1.** Descripción estadística para producción de leche y grasa ajustada a 305 días y Madurez Equivalente (305 ME).  
Statistical description for 305 ME milk and fat yield.

Característica	N	Promedio	DE	Mínimo	Máximo	CV (%)
Leche 305 ME (kg)	7.523	8.580	2.085	2.818	17.252	24
Grasa 305 ME (kg)	7.523	279	71	50	547	25

**Cuadro 2.** Descripción estadística de los valores genéticos de los padres para producción de leche (PTA LECHE) y producción de Grasa (PTA GRASA).

Statistical description for additive genetic values of sires for milk (PTA MILK) and fat (PTA FAT) yield.

Variable	N	Promedio	DE	Mínimo	Máximo	CV (%)
PTA Leche (kg)	7.523	112,4	264,4	-1.061,0	825,1	235
PTA Grasa (kg)	7.523	3,6	11,3	-36,3	32,7	313

*Definición de los niveles de producción y de variabilidad predial.* Se definieron 4 niveles de producción y variabilidad predial, de acuerdo con el promedio y desviación estándar de la producción de leche 305 ME de vacas de primer parto pertenecientes a la misma subclase predio-año de parto (PA). En el cuadro 3 se presentan los niveles de producción y variabilidad predial definidos.

**Cuadro 3.** Niveles y rangos de producción y variabilidad predial, determinados por el promedio y desviación estándar de la producción de leche 305 ME de la subclase predio-año de parto.

Levels and ranges of herd production and variability as determined by the herd-year subclass mean and standard deviation of 305 ME milk yield.

Nivel	Rango de Producción (kg)	Rango de Variabilidad (kg)
1	< 5.939	< 813
2	5.939 – 7.658	813 – 1.308
3	7.659 – 9.377	1.309 – 1.803
4	> 9.377	> 1.803

De esta forma, cada vaca fue asignada a un nivel de producción y variabilidad predial de acuerdo con el promedio y desviación estándar de la producción de leche 305 ME 2X de la subclase predio-año de parto a la que perteneció. En el cuadro 4, se presenta la distribución de primeras lactancias y de subclases de PA por nivel de producción y de variabilidad predial.

Debido a que los objetivos del presente trabajo son evaluar la respuesta correlacionada a la selección en forma global y, separadamente, a través de niveles de producción y variabilidad predial, el cuadro 4 muestra la consistencia de la información para cumplir estos objetivos ya que los niveles de producción y de variabilidad predial se encuentran adecuadamente representados en cuanto al número de lactancias y al número de subclases de PA. Este cuadro, además, muestra que no existe una completa asociación entre el nivel de producción y de variabilidad predial, lo que se confirma por la relativamente baja correlación obtenida entre estas clasificaciones (0,58). Resultados similares han sido previamente reportados por Hill y col (1983), Jara y Barría (2000), Lofgren y col (1985), entre otros.

**Cuadro 4.** Distribución de frecuencias de lactancias de primer parto (subclases de predio-año de parto) por nivel de producción y de variabilidad predial.

Frequency distribution of first lactations (herd-year subclass) by herd production and variability levels.

Nivel de Producción	Nivel de Variabilidad				Total
	1	2	3	4	
1	283 (24)	152 (11)	0 (0)	0 (0)	435 (35)
2	257 (32)	1.067 (62)	179 (14)	50 (4)	1.863 (112)
3	71 (6)	1.310 (48)	1.459 (42)	205 (9)	3.045 (105)
4	8 (1)	569 (18)	1.152 (40)	451 (14)	2.180 (73)
Total	929 (63)	3.098 (139)	2.790 (96)	706 (27)	7.523 (325)

*Estimación de la respuesta correlacionada a la selección.* La respuesta correlacionada se estimó a través del coeficiente de regresión lineal de las características productivas de las hijas, sobre el valor genético (en kg) del padre, utilizando el siguiente modelo lineal.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$$

Donde,

$y_i$  es el desvío de la producción de la  $i$ -ésima vaca respecto del promedio del predio-año-estación. Para evitar sesgos en la estimación, este promedio fue calculado en base a todas las primeras lactancias de la subclase (hijas o no de toros con evaluación genética en EE.UU.).

$\beta_0$  es el intercepto.

$\beta_1$  es el coeficiente de regresión lineal de  $y_i$  sobre  $X_{1i}$ .

$X_{1i}$  es el PTA del padre de la  $i$ -ésima vaca.

$\beta_2$  es el coeficiente de regresión lineal de  $y_i$  sobre  $X_{2i}$ .

$X_{2i}$  es la fecha de ingreso a servicio de inseminación del padre de la  $i$ -ésima vaca.

$\varepsilon_i$  es el error.

La utilización de la producción láctea de las hijas, expresada como una desviación del promedio del predio-año-estación, es equivalente a la absorción del predio-año-estación en el modelo. La covariable  $X_{2i}$ , que correspondió a la fecha de ingreso de inseminación artificial, se incluyó para remover el posible efecto de la tendencia genética de los toros en EE.UU. Este efecto debe ser considerado debido a la distribución diferencial de los toros a través de los años de estudio. Los coeficientes del mo-

delo se estimaron a través del método de máxima verosimilitud (Casella y Berger 2001). La significancia de la respuesta correlacionada se evaluó a través de las siguientes hipótesis:  $H_0: \beta_1 = 0$  versus  $H_1: \beta_1 \neq 0$ . La hipótesis se evaluó a través del test t-Student (Casella y Berger 2001), con un nivel de significancia,  $\alpha = 0,05$ . El modelo anteriormente descrito fue aplicado a todos los registros y a los diferentes niveles de producción y de variabilidad predial, con el objeto de obtener estimaciones generales y específicas de la respuesta correlacionada a la selección, respectivamente.

## RESULTADOS

En el cuadro 5, se presenta el número de toros representados, el promedio ponderado y el mínimo y el máximo, de los valores genéticos de los toros con evaluación de EE.UU., para producción de leche y grasa por nivel de producción y variabilidad predial.

En el cuadro 6, se muestran los coeficientes estimados para producción de leche 305 ME en términos generales. Además, en este cuadro se muestran los errores estándar, el estadístico t-Student y el valor-p. De este cuadro se desprende que, con un 95% de confianza, el coeficiente asociado a la fecha de ingreso a inseminación artificial no fue estadísticamente significativo. Por otra parte, el cuadro 6 muestra que el coeficiente de regresión asociado a los valores genéticos es estadísticamente significativo, indicando que la respuesta correlacionada a la selección para producción de leche es  $0,40 \pm 0,06$ . Este resultado indica que, por cada unidad de aumento en los valores genéticos de los padres evaluados en EE.UU., los productores de las provincias de Bío-Bío y Malleco, sólo obtienen un 40% de ganancia.

**Cuadro 5.** Número de toros representados (N) y promedio ponderado (mínimo ; máximo) de valores genéticos de los toros (PTA) para producción de leche y grasa por nivel de producción y variabilidad predial.

Number of bulls represented (N) and weighted means (minimum; maximum) of additive genetic values of bulls (PTA) for milk and fat yield by herd production and variability level.

Nivel	Nivel de Producción			Nivel de Variabilidad		
	N	PTA Leche (kg)	PTA Grasa (kg)	N	PTA Leche (kg)	PTA Grasa (kg)
1	69	12,8 (-670; 825)	-4,4 (-31,3; 23,6)	107	41,9 (-670; 825)	1,0 (-31,3; 29,9)
2	126	56,2 (-670; 825)	3,1 (-30,8; 30,0)	153	103,7 (-914; 825)	3,7 (-33,1; 27,7)
3	155	105,2 (-912; 825)	3,2 (-33,1; 32,7)	165	129,8 (-1.061; 825)	3,9 (-36,3; 32,7)
4	151	190,2 (-1.061; 825)	6,2 (-36,3; 32,7)	98	174,3 (-535; 825)	5,4 (-20,0; 30,0)

**Cuadro 6.** Coeficientes de regresión estimados, error estándar, estadístico t-Student y valor-P, para producción de leche 305 ME.

Regression coefficient estimates, standard errors, t-Student statistics and P values, for 305 ME milk yield.

Coeficiente	Valor	Error Estándar	Estadístico t	Valor-P
$\beta_0$	285,82	406,95	0,70	0,4825
$\beta_1$	0,40	0,06	6,81	0,0000
$\beta_2$	-3,44	4,78	-0,72	0,4721

Los coeficientes del modelo de regresión para producción de grasa se presentan en el cuadro 7. De igual forma a lo observado para producción de leche, los resultados muestran que, con un 95% de confianza, el coeficiente asociado a la fecha de ingreso a inseminación artificial no fue estadísticamente significativo. El cuadro 7 muestra, además, que el coeficiente de regresión asociado a los valores genéticos fue estadísticamente significativo, indicando que la respuesta correlacionada a la selección para producción de grasa es  $0,30 \pm 0,05$ . En otras palabras, por cada unidad de aumento en los valores genéticos de los padres evaluados en EE.UU. para esta característica, los productores de las provincias de Bío-Bío y Malleco sólo obtienen un 30% de ganancia en producción de grasa.

**Cuadro 7.** Coeficientes de regresión estimados, error estándar, estadístico t-Student y valor-P, para producción de grasa 305 ME.

Regression coefficient estimates, standard errors, t-Student statistics and P values, for 305 ME fat yield.

Coeficiente	Valor	Error Estándar	Estadístico t	Valor-P
$\beta_0$	25,14	14,80	10,70	0,0895
$\beta_1$	0,30	0,05	6,04	0,0000
$\beta_2$	-0,29	0,17	-1,68	0,0921

Las respuestas correlacionadas a la selección para producción de leche y grasa por nivel de producción predial y variabilidad predial, se presentan en el Cuadro 8 y 9, respectivamente. En la figura 1 se muestran los gráficos de las respuestas correlacionadas a la selección para producción de leche y grasa por nivel de producción y variabilidad predial. Además, en estos gráficos se muestran los intervalos de 95% de confianza para las respuestas respectivas.

Los cuadros 8 y 9 muestran que, para producción de leche, el coeficiente de regresión asociado a los valores genéticos fue significativo al 95% de confianza en todos los niveles de producción y variabilidad predial, a excepción del nivel de producción y variabilidad más bajo. Además, como se observa en la figura 1, las respuestas son

**Cuadro 8.** Respuesta correlacionada estimada ( $\beta_1$ ) y error estándar ( $EE\{\beta_1\}$ ), para producción de leche y grasa 305 ME por nivel de producción predial.

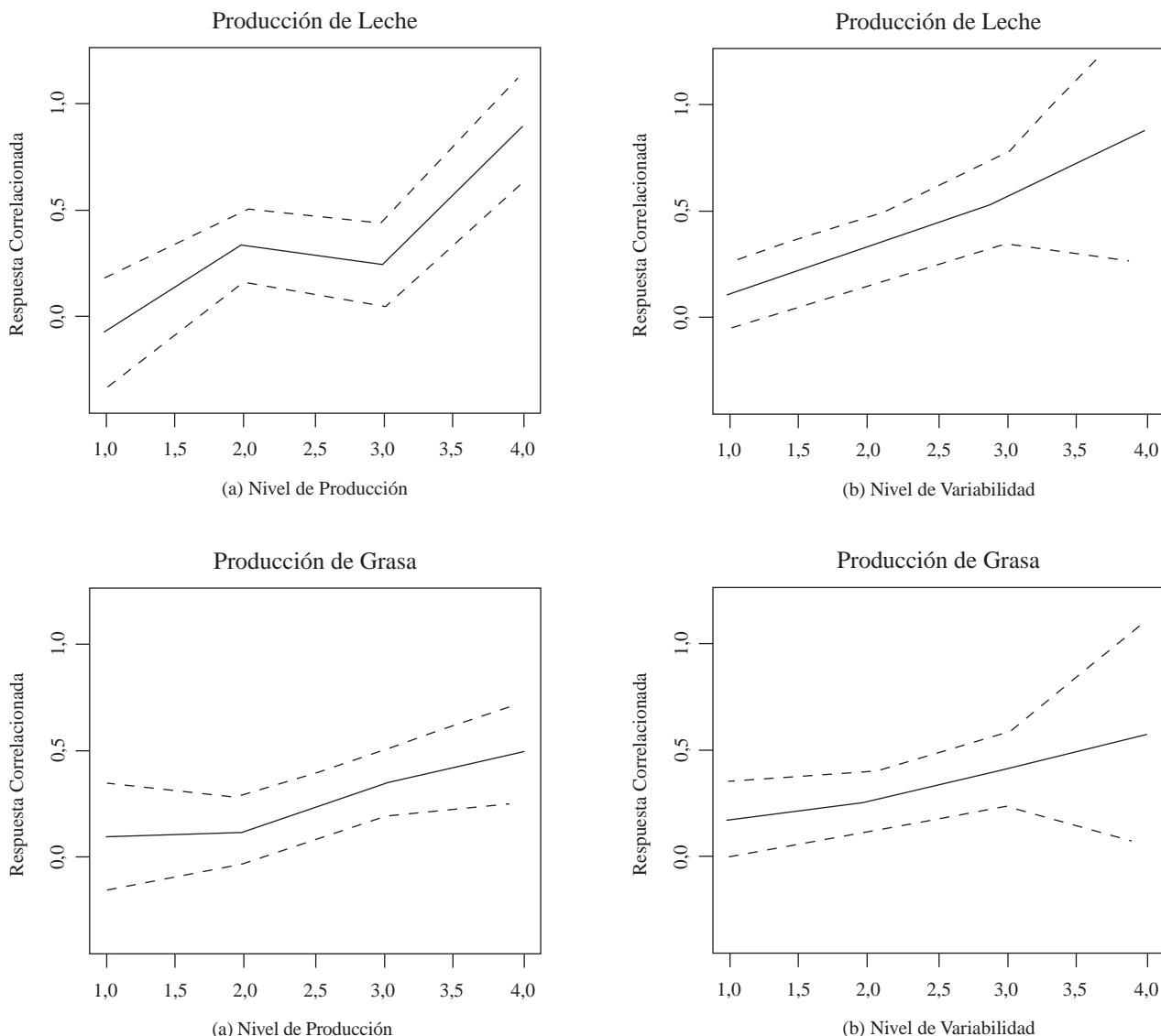
Correlated response estimates ( $\beta_1$ ) and standard errors ( $EE\{\beta_1\}$ ), for 305 ME milk and fat yield by herd production levels.

Nivel de Producción	Producción de Leche (kg)		Producción de Grasa (kg)	
	$\beta_1$	$EE\{\beta_1\}$	$\beta_1$	$EE\{\beta_1\}$
< 5.939	-0,08	0,13	0,08	0,13
5.939 – 7.658	0,33	0,09	0,11	0,08
7.658 – 9.377	0,24	0,10	0,34	0,08
> 9.377	0,89	0,13	0,49	0,12

**Cuadro 9.** Respuesta correlacionada estimada ( $\beta_1$ ) y error estándar ( $EE\{\beta_1\}$ ), para producción de leche y grasa 305 ME por nivel de variabilidad predial.

Correlated response estimates ( $\beta_1$ ) and standard errors ( $EE\{\beta_1\}$ ), for 305 ME milk and fat yield by herd variability levels.

Nivel de Variabilidad	Producción de Leche		Producción de Grasa	
	$\beta_1$	$EE\{\beta_1\}$	$\beta_1$	$EE\{\beta_1\}$
< 813	0,09	0,08	0,16	0,09
813 – 1.308	0,30	0,08	0,25	0,07
1.308 – 1.803	0,55	0,11	0,40	0,09
> 1.803	0,86	0,31	0,57	0,27



**Figura 1.** Respuesta correlacionada a la selección para producción de leche y grasa por nivel de producción y variabilidad predial. En la línea sólida se muestran las respuestas estimadas y en las líneas punteadas se muestran los límites de los intervalos de 95% de confianza.

Correlated responses associated to the selection for milk and fat yield considering herd production levels and variability. The solid line represents the estimated responses and the dotted line the 95% confidence intervals.

heterogéneas a través de niveles de producción, existiendo una asociación positiva entre el nivel de producción predial y la respuesta correlacionada a la selección, de tal forma que, predios con mayor nivel de producción, tienden a presentar una mayor respuesta correlacionada a la selección. Los resultados anteriores indican que, a medida que aumenta el nivel de producción predial, los productores lecheros de las provincias de Bío-Bío y Malleco obtienen una mayor ganancia por la inversión en semen de toros norteamericanos.

De igual forma a lo observado para producción láctea, los cuadros 8 y 9 muestran que, para producción de grasa, los coeficientes de regresión asociados a los valo-

res genéticos fueron significativos con una confianza de 95%, para todos los niveles de producción y variabilidad predial, a excepción de los niveles más bajos. Los resultados de estos cuadros y de la figura 1, además, muestran que las respuestas son heterogéneas a través de niveles de producción, existiendo una asociación positiva entre el nivel de producción predial y variabilidad y la respuesta correlacionada a la selección.

De esta forma, predios con mayor nivel de producción y variabilidad predial tienden a presentar una mayor respuesta correlacionada para producción de leche y grasa. Sin embargo, existe una asociación lineal más fuerte entre la respuesta correlacionada a la selección con el ni-

vel de variabilidad predial que con el nivel de producción del predio.

## DISCUSION

La respuesta en producción de leche y grasa total por lactancia de hijas de toros Holstein en las provincias de Bío-Bío y Malleco fue un 60% y 70% menor, respectivamente, que la respuesta esperada al seleccionar a los reproductores de acuerdo a las evaluaciones genéticas publicadas por el Departamento de Agricultura de los EE.UU. Estas respuestas se encuentran dentro del rango de las estimaciones reportadas en la literatura para países latinoamericanos y son claramente menores a las observadas en el país donde se realizó la evaluación genética. Powell y Norman (1984), informaron respuestas de  $1,180 \pm 0,01$  y  $1,113 \pm 0,01$  para producción de leche y grasa, respectivamente, utilizando información nacional de primeras lactancias en EE.UU., y Barría y col (2002), estimaron respuestas de  $1,164 \pm 0,01$  y  $1,101 \pm 0,01$  para producción de leche y grasa, respectivamente, utilizando información de primeras lactancias en el noreste de EE.UU.

Para producción de leche, las respuestas correlacionadas estimadas fueron menores a las obtenidas en la IX y X región de Chile por Barría y col (2002), quienes reportaron una respuesta de  $0,567 \pm 0,03$ . En México, Stanton y col (1991a), obtuvieron una respuesta de  $0,54 \pm 0,02$ , y en Argentina, Barría y col (2002), reportaron una respuesta de  $0,442 \pm 0,02$ . Sin embargo, fueron mayores a la obtenida en Colombia y Puerto Rico por Stanton y col (1991a), quienes obtuvieron una respuesta de  $0,31 \pm 0,02$  y  $0,32 \pm 0,02$ , respectivamente. Para producción de grasa, la respuesta estimada en el presente trabajo es menor a la obtenida en la IX y X región de Chile por Barría y col (2002), quienes encontraron una respuesta de  $0,545 \pm 0,03$ . Sin embargo, es mayor a la obtenida en Argentina por Barría y col (2002), quienes reportaron una respuesta de  $0,095 \pm 0,02$ .

Las respuestas correlacionadas para producción de leche y grasa fueron heterogéneas a través de niveles de producción y variabilidad predial, encontrándose respuestas mayores (menores) en predios con niveles de producción y de variabilidad mayores (menores), lo que concuerda con los resultados previamente reportados en la literatura (Powell y Norman 1984, Stanton y col 1991a, Barría y col 2002). Por otra parte, se observó una tendencia lineal más marcada al clasificar los predios por nivel de variabilidad. La diferencia en la intensidad de la asociación se podría explicar por la baja correlación (0,58) encontrada entre los niveles de producción y variabilidad predial. De esta forma, el promedio de producción predial no explicó completamente las diferencias observadas en la variación intra-predial, lo que sugiere que se deba utilizar una medida directa de variabilidad, como la desviación estándar de la subclase predio-año, para dar cuenta de la presencia de respuestas heterogéneas. Conclusiones

similares han sido reportadas en la literatura (Meinert y col 1988).

Cabe señalar que, aunque los resultados mostraron que a medida que aumenta el nivel de producción y variabilidad predial, los productores lecheros de las provincias de Bío-Bío y Malleco obtienen una mayor ganancia por la inversión en semen de toros norteamericanos, la mayor respuesta a la selección observada para producción de leche y grasa fue de sólo  $0,89 \pm 0,13$  y  $0,57 \pm 0,27$ , respectivamente, las que claramente fueron menores a las observadas al utilizar registros de primeras lactancias en Estados Unidos (Powell y Norman 1984, Barría y col 2002).

La menor respuesta a la selección observada en el presente trabajo, se podría explicar por el menor nivel de producción y de variabilidad de los predios analizados, con respecto a los niveles observados en el país donde se realiza la evaluación genética de los reproductores. Los predios lecheros de las provincias de Bío-Bío y Malleco, en cuanto a sus niveles de producción y variabilidad predial, fueron equivalentes a aquellos predios con menores condiciones de manejo en EE.UU., lo que concuerda con lo previamente reportado en Colombia, Puerto Rico y México por Stanton y col (1991a). De esta forma, la menor variabilidad y nivel productivo en los países latinoamericanos, puede ser el reflejo de condiciones ambientales más restrictivas que las presentes en predios de EE.UU., lo que no permitiría una expresión total del potencial genético de los toros, determinando menores diferencias y, por lo tanto, respuestas correlacionadas inferiores a lo esperado. En la literatura existe evidencia a favor de que la utilización de evaluaciones genéticas basadas en información de vacas que realizan su producción en predios con bajos niveles de desviación estándar de la subclase predio-año de parto en EE.UU. puede ayudar a predecir la respuesta a la selección obtenida en países latinoamericanos que tienen ambientes más restrictivos (Cienfuegos-Rivas y col 1999, Costa y col 2000).

La fecha de ingreso a inseminación artificial, utilizada como covariable para evitar los efectos de la tendencia genética de los toros en EE.UU., no resultó ser estadísticamente significativa, lo que no concuerda con los resultados obtenidos por Stanton y col (1991a). Las diferencias en los resultados se explican debido a que los valores genéticos de los toros, utilizados por estos autores, fueron obtenidos a través del método de comparación de contemporáneas, que no da cuenta del efecto de la tendencia genética. Los valores genéticos utilizados en el presente trabajo fueron obtenidos mediante la metodología del modelo animal, que se caracteriza por corregir por este efecto (Kennedy y col 1988). Esto explica, en parte, las bajas evaluaciones genéticas encontradas para los toros utilizados. Sin embargo, los valores genéticos para producción de leche y grasa aumentaron a través de los niveles de producción y de variabilidad predial, lo que sugiere una falta de claridad en la selección de los reproductores.

Las bajas respuestas a la selección obtenidas en las provincias de Bío-Bío y Malleco podrían determinar



rentabilidades menores a las esperadas por la inversión en semen de toros Holstein, usando evaluaciones genéticas con información de hijas estadounidenses. Estas rentabilidades deberían ser estimadas en estudios futuros con el objeto de determinar si las estrategias actuales de mejoramiento genético son realmente las más adecuadas para la industria lechera local. Los resultados expuestos en el presente trabajo sugieren la conveniencia de llevar a cabo evaluaciones genéticas de toros, a nivel regional o nacional, que consideren las condiciones ambientales locales.

## RESUMEN

Se estimó la respuesta de toros Holstein de Estados Unidos, seleccionados por producción láctea, en las provincias de Bío-Bío y Malleco, con el propósito de disponer de elementos que permitan determinar la rentabilidad obtenida por la inversión en semen importado. Se utilizó información de 7.523 vacas de primer parto, iniciadas entre los años 1992 y 2001. Las características analizadas fueron producción de leche y grasa, acumulada a 305d, 2X, ME. Se definieron 4 niveles de producción y 4 niveles de variabilidad predial. La asignación de los predios a cada nivel se llevó a cabo a través de la producción promedio y de la desviación estándar de la subclase predio-año de parto, respectivamente. Los promedios y las desviaciones estándares de las subclases predio-año se determinaron utilizando todas las primeras lactancias del predio-año, incluyendo a aquellas con padre desconocido. La respuesta correlacionada a la selección se estimó mediante el coeficiente de regresión de la producción de las hijas, expresada como un desvío del promedio del grupo contemporáneo, sobre la predicción del valor genético de sus padres publicada por el Departamento de Agricultura de Estados Unidos en noviembre del año 2002. La respuesta a la selección obtenida fue de  $0,40 \pm 0,06$  para producción de leche y de  $0,30 \pm 0,05$  para producción de grasa. Estos valores representan un 34% y un 26% de la respuesta a la selección observada en Estados Unidos para producción de leche y grasa, respectivamente. Se observó la presencia de respuestas correlacionadas heterogéneas a través de niveles de producción y de variabilidad predial para ambas características. Las respuestas más altas (bajas) se obtuvieron en los niveles de producción y variabilidad mayores (menores). La clasificación predial por nivel de variabilidad resulta ser la forma más efectiva para identificar la heterogeneidad de las respuestas a la selección.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen, a través del Dr. Pablo Pinedo, a la empresa Insecabio Ltda. por proporcionar la información utilizada en el presente trabajo.

## REFERENCIAS

Barría N, R Verdugo, D Casanova, A Jara. 2002. Selection response of US Holstein AI bulls for milk production in Chile and Argentina. 7<sup>th</sup> World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod, 19-24 august, Montpellier, France.

Blake RW, FJ Holmann, J Gutiérrez, GF Cevallos. 1988. Comparative profitability of United States Holstein artificial insemination sires in Mexico. *J Dairy Sci* 71, 1378-1388.

Boldman KG, AE Freeman. 1988. Estimates of genetic and environmental variances of first and later lactation at different production levels. *J Dairy Sci* 71 (suppl. 2), 81-82.

Bulmer, MG. 1980. *The mathematical theory of quantitative genetics*. Clarendon Press, Oxford, England.

Carabaño MJ, KM Wade, LD Van Vleck. 1990. Genotype by environmental interactions for milk and fat production across regions of the United States. *J Dairy Sci* 73: 173-180.

Casella G, RL Berger. 2001. *Statistical Inference*. 2<sup>nd</sup> ed. Thomson Learning, New York, USA.

Cienfuegos-Rivas EG, PA Oltenacu, RW Blake, SJ Schwager, H Castillo-Juárez, FJ Ruiz. 1999. Interaction between milk yield of Holstein cows in Mexico and the United States. *J Dairy Sci* 82, 2218-2223.

Costa CN, RW Blake, EJ Pollak, PA Oltenacu, RL Quaas, SR Searle. 2000. Genetic analysis of Holstein cattle populations in Brazil and United States. *J Dairy Sci* 83, 2963-2974.

Danell B. 1982. Studies on lactation yield and individual test-day yields of Swedish dairy cows. II. Estimates of genetic and phenotypic parameters. *Acta Agric Scand* 32, 83-91.

De Veer JC, LD Van Vleck. 1987. Genetic parameters for first lactation milk yields at three levels of herd production. *J Dairy Sci* 70, 1434-1441.

Dickerson, GE. 1962. Implications of genetic-environmental interaction in animal breeding. *Anim Prod* 4, 47-63.

Dodenhoff J, HH Swalve. 1998. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. *Livest Prod Sci* 53, 225-236.

Elzo MA, GE Bradford. 1985. Multibreed sire evaluation procedures across countries. *J Anim Sci* 60, 953-963.

Falconer, DS. 1952. The problem of environment and selection. *Am Nat* 86, 293-298.

Falconer DS, MTC Mackay. 1996. *Introduction to quantitative genetics*. 4<sup>th</sup> ed. Oliver and Boyd. Edinburgh, U.K.

Hill WG, MR Edwards, MKA Ahmed, R Thompson. 1983. Heritability of milk yield and composition at different levels and variability of production. *Anim Prod* 36, 59-68.

Holmann FJ, RW Blake, RA Milligan, R Baker, PA Oltenacu, MV Hahm. 1990. Economic returns from US artificial insemination sires in Holstein herds in Colombia, Mexico and Venezuela. *J Dairy Sci* 73, 2179-2189.

Jara A, N Barría. 2000. Interacción genético ambiental para características de producción y puntaje de células somáticas en vacas lecheras. XVI Reunión de producción Animal y III Congreso Uruguayo de Producción Animal. Montevideo - Uruguay, marzo de 2000.

Kennedy BW, LR Schaeffer, DA Sorensen. 1988. Genetic properties of animal models. *J Dairy Sci* 71 (Suppl. 2), 17-26.

Lofgren DL, WE Vinson, RE Pearson, RL Powell. 1985. Heritability of milk yield at different herd means and variances for production. *J Dairy Sci* 68, 2737-2739.

Meinert TR, RE Pearson, WE Vinson, BG Cassell. 1988. Effect of within-herd variance and herd mean production on response to selection within herd. *J Dairy Sci* 71, 3405-3414.

Powell RL, HD Norman. 1984. Response within herd to sire selection. *J Dairy Sci* 67, 2021-2027.

Stanton TL, RW Blacke, RL Quaas, LD Van Vleck. 1991a. Response to selection of US Holstein sires in Latin America. *J Dairy Sci* 74, 651-664.

Stanton TL, RW Blacke, RL Quaas, LD Van Vleck, Carbaño MJ. 1991b. Genotype by environment interaction for holstein milk yield in Colombia, Mexico, and Puerto Rico. *J Dairy Sci* 74, 1700-1714.