

# MODELO ESTOCÁSTICO PARA ESTIMACIÓN DE VALORES ECONÓMICOS DE RASGOS PRODUCTIVOS Y FUNCIONALES EN BOVINOS LECHEROS

## STOCHASTIC MODEL TO ESTIMATE ECONOMIC VALUES OF PRODUCTION AND FUNCTIONAL TRAITS IN DAIRY CATTLE

Bernardo Vargas-Leitón<sup>1</sup>, Manuel Cuevas-Abrego<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Posgrado en Ciencias Veterinarias Tropicales, Universidad Nacional, Costa Rica. Apartado 304-3000, Heredia, Costa Rica. (bvargas@medvet.una.ac.cr)

### RESUMEN

En programas de mejoramiento genético es necesario contar con estimadores del valor económico de los rasgos que se desean seleccionar. El objetivo del presente estudio fue construir un modelo estocástico para el cálculo de valores económicos de rasgos productivos y funcionales en bovinos lecheros. El modelo utiliza distribuciones de probabilidad y funciones matemáticas para simular el ciclo productivo-reproductivo de un hato lechero. Los parámetros de salida del modelo se relacionaron con eficiencia biológica y económica, a nivel de vaca y hato, por año calendario. Los valores económicos se estimaron como coeficientes de regresión parcial en un análisis de regresión múltiple, con rasgos productivos y funcionales como variables predictoras y el margen bruto como variable dependiente. Los valores económicos (USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>) significativos ( $p \leq 0.05$ ) de magnitud positiva fueron: 39.3 (kg, producción de leche al pico), 2.8 (días, duración de lactancia), 105.9 (%), proteína en leche), 91.5 (%), grasa en leche), 33.4 (años, vida productiva), 0.07 (primer día de mastitis), 0.28 (%), desecho voluntario de reemplazos), 1.62 (%), rendimiento en canal). Los valores económicos significativos de magnitud negativa fueron: -3.31 (días abiertos), -8.21 (%), desecho involuntario de vacas), -1.75 (%), desecho involuntario de reemplazos), -6.69 (%), mortalidad de vacas) y -0.66 (%), mastitis clínica).

**Palabras clave:** modelo estocástico, rasgo funcional, rasgo productivo, valor económico.

### INTRODUCCIÓN

En bovinos lecheros los rasgos de producción se relacionan directamente con el producto principal en el sistema, como la producción

### ABSTRACT

In genetic improvement programs it is necessary to have estimators of the economic value of the traits that are to be selected. The objective of the present study was to construct a stochastic model to calculate the economic values of productive and functional traits in dairy cattle. The model uses distributions of probability and mathematical functions to simulate the productive-reproductive cycle of a dairy herd. The output parameters of the model are related to biological and economic efficiency, at the cow and herd level, per calendar year. The economic values were estimated as partial regression coefficients in an analysis of multiple regression, with productive and functional traits as prediction variables and the gross margin as dependent variable. The significant ( $p \leq 0.05$ ) economic values (USD cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup>) of positive magnitude were: 39.3 (kg, peak milk production), 2.8 (days, length of lactation), 105.9 %, milk protein), 91.5 (%), milk fat), 33.4 (years, productive life), 0.07 (first day of mastitis), 0.28 (%), voluntary culling rate in heifers), 1.62 (%), dressing percentage). The significant economic values of negative magnitude were: -3.31 (days open), -8.21 %, involuntary culling rate in cows), -1.75 (%), involuntary culling rate in heifers), -6.69 (%), cow mortality) and -0.66 (%), clinical mastitis).

**Key words:** stochastic model, functional trait, productive trait, economic value.

### INTRODUCTION

In dairy cattle the production traits are directly related to the principal product in the system, such as the production of milk, fat or protein; whereas the functional traits are indirectly related to productivity, such as longevity, growth, feed conversion, udder health, conformation or reproductive traits (Olesen *et al.*, 2000). There is a positive effect of the selection by functional traits, such as fertility (Plazier *et al.*, 1997; González-Recio

\*Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: Julio, 2008. Aprobado: Mayo, 2009.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 43: 881-893. 2009.

de leche, grasa o proteína; mientras que los rasgos funcionales se relacionan indirectamente con la productividad, como longevidad, crecimiento, conversión alimenticia, salud de la ubre, rasgos de conformación o reproductivos (Olesen *et al.*, 2000). Hay un efecto positivo de la selección por rasgos funcionales, como la fertilidad (Plazier *et al.*, 1997; González-Recio *et al.*, 2004) o rasgos de eficiencia en conversión alimenticia (Veerkamp, 1998). Por esta razón, la mayoría de los programas de selección en bovinos lecheros incluyen rasgos de producción y funcionales (Olesen *et al.*, 2000; Nielsen *et al.*, 2005).

El valor económico de un rasgo se define como el cambio en una función de utilidad expresado por unidad animal, resultante de un cambio de una unidad en el mérito del rasgo considerado (Groen, 1989; Plazier *et al.*, 1997). El cálculo de valores económicos en poblaciones con diferentes objetivos de selección ha sido analizado extensivamente (Gibson, 1989; Amer y Fox, 1992; Groen *et al.*, 1997). La derivación de valores económicos se ha realizado usando principalmente dos enfoques: el normativo y el subjetivo (Olesen *et al.*, 2000). En el enfoque normativo se usan modelos bioeconómicos de simulación, donde se define una función de utilidad y los valores económicos son obtenidos como derivadas parciales de los distintos rasgos de interés sobre esta función. Este enfoque es el más indicado cuando hay suficiente información disponible del sistema de producción y los objetivos de producción son principalmente económicos. Por el contrario, en el enfoque subjetivo los valores económicos pueden ser establecidos asignando valores relativos a características que pueden ser intangibles, por ejemplo preferencias de consumo.

Dentro del enfoque normativo, la mayoría de los modelos bioeconómicos usados para estimar valores económicos son determinístico (Van Arendonk, 1985; Groen, 1989; Vargas *et al.*, 2002). En modelos determinísticos, la variabilidad en los parámetros de entrada sólo puede ser representada usando distribuciones de probabilidad discretas, por lo que los valores económicos resultantes son estimaciones puntuales invariables. En modelos de simulación estocástica es posible usar distribuciones de probabilidad continuas, lo que permite obtener estimaciones de los valores económicos y de sus desviaciones estándar.

El objetivo del presente estudio fue construir un modelo estocástico de simulación y usarlo para estimar

*et al.*, 2004) or traits of feed conversion efficiency (Veerkamp, 1998). For this reason, most of the selection programs in dairy cattle include production and functional traits (Olesen *et al.*, 2000; Nielsen *et al.*, 2005).

The economic value of a trait is defined as the change in a function of utility expressed by animal unit, resulting from a change of a unit in favor of the considered trait (Groen, 1989; Plazier *et al.*, 1997). The calculation of economic values in populations with different objectives of selection has been analyzed extensively (Gibson, 1989; Amer and Fox, 1992; Groen *et al.*, 1997). The derivation of economic values has been made using mainly two focuses: the normative and the subjective (Olesen *et al.*, 2000). In the normative focus bioeconomic models of simulation are used, where a function of utility is defined and the economic values are obtained as partial derivatives of the different traits of interest over this function. This focus is the most indicated when there is sufficient information available of the production system and the production objectives are mainly economic. On the other hand, in the subjective focus the economic values can be established by assigning relative values to characteristics that can be intangible, for example, consumer preferences.

Within the normative focus, most of the bioeconomic models used for the estimation of the economic values are deterministic (Van Arendonk, 1985; Groen, 1989; Vargas *et al.*, 2002). In deterministic models, the variability in the input parameters can only be represented using discrete probability distributions, thus the resulting economic values are invariable punctual estimations. In stochastic simulation models it is possible to use continuous probability distributions, which makes it possible to obtain estimations of economic values and of their standard deviations.

The objective of the present study was to construct a stochastic simulation model and to use it for estimating the economic values of different productive and functional traits of importance in dairy cattle.

## MATERIALS AND METHODS

### General simulation strategy

The model was constructed using Excel Version 2003 (Microsoft Corporation, 2003) in combination with the

los valores económicos de diferentes rasgos productivos y funcionales de importancia en bovinos lecheros.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Estrategia general de simulación

El modelo se construyó utilizando Excel Versión 2003 (Microsoft Corporation, 2003) en combinación con el programa especializado para simulación estocástica @RISK Versión 4.1 (Palisade Corporation, 2002). El objetivo del modelo fue simular la productividad bioeconómica de un hato de bovinos lecheros durante un año calendario, considerando el crecimiento de reemplazos, así como el ciclo productivo y reproductivo del hato. La unidad de simulación fue una vaca adulta, pero los resultados se expresaron a nivel de unidad animal y de hato completo.

El modelo usa distintas variables de entrada, las cuales se representan por distribuciones de probabilidad o funciones matemáticas (Cuadro 1). Los parámetros para estas distribuciones y funciones se obtuvieron, en su mayoría, de registros productivos recolectados por cinco años en un hato base compuesto por 125 vacas Jersey.

El hato base presenta un sistema de producción de lechería especializada en la zona de vida Bosque Muy Húmedo Premontano (Holdridge, 1987) a una altitud de 1500 m, temperatura media de 17 °C y precipitación media de 3550 mm anuales. Hay crianza artificial de terneras, dos ordeños diarios, inseminación artificial y un sistema de alimentación basado en pastoreo rotacional de kikuyu (*Pennisetum clandestinum*) con suplemento de concentrado y subproductos agrícolas, antes y durante los ordeños.

Las variables de entrada se combinaron con variables económicas, como precios de insumos y productos, para obtener variables de salida que cuantifican la eficiencia bioeconómica a nivel de vaca promedio y hato, para un año calendario (Cuadro 2). Se obtuvieron 5000 iteraciones del modelo usando una estrategia de muestreo de Hipercubo Latino (Palisade Corporation, 2002).

### Modelación del crecimiento en reemplazos

Para representar el proceso de crecimiento se usó una versión modificada de la función de Gompertz  $W_t = a^{e^{-b(t-c)}}$  (Winsor, 1932), donde  $W$  es el peso corporal estimado a edad  $t$ ,  $a$  es un valor asintótico que se interpreta como el peso adulto;  $b$  es una constante de integración y  $c$  está relacionado con la pendiente de la curva y, por tanto, con la tasa de crecimiento. Los parámetros  $a$ ,  $b$  y  $c$  (Cuadro 1) fueron estimados mediante procedimientos de regresión no lineal aplicados a datos de peso corporal obtenidos del hato base, usando el programa estadístico SAS (1990).

specialized program for stochastic simulation @RISK Version 4.1 (Palisade Corporation, 2002). The objective of the model was to simulate the bioeconomic productivity of a herd of dairy cattle during a calendar year, considering growth of replacements, as well as the productive and reproductive cycle of the herd. The simulation unit was an adult cow, but the results were expressed at the animal level and of the complete herd.

The model uses different input variables, which are represented by probability distributions or mathematical functions (Table 1). The parameters for these distributions and functions were obtained, for the most part, from production records collected during five years in a base herd comprised of 125 Jersey cows.

The base herd presents a specialized dairy production system in the life zone Premontane Wet Forest (Holdridge, 1987) at an altitude of 1500 m, mean annual temperature of 17 °C and mean annual precipitation of 3550 mm. There is intensive rearing of female calves, two milkings daily, artificial insemination and a feeding system based on rotational grazing of kikuyu (*Pennisetum clandestinum*) with supplementation of concentrate and agricultural byproducts, before and after the milkings.

The input variables were combined with economic variables, such as prices of inputs and products, to obtain output values that quantify the bioeconomic efficiency at the level of cow and herd, for a calendar year (Table 2). Five thousand iterations were obtained of the model using a sampling strategy of Latin Hypercube (Palisade Corporation, 2002).

### Modeling of growth in replacements

To represent the growth process a modified version of the Gompertz function was used  $W_t = a^{e^{-b(t-c)}}$  (Winsor, 1932), where  $W$  is the estimated corporal weight at age  $t$ ,  $a$  is an asymptotic value that is interpreted as the adult weight;  $b$  is an integration constant and  $c$  is related to the slope of the curve, and therefore with the growth rate. The parameters  $a$ ,  $b$  and  $c$  (Table 1) were estimated through non-linear regression procedures applied to data of body weight obtained from the base herd, using the statistical program SAS (1990).

The representation of the variation in growth rates was obtained through the stochastic simulation of parameters  $b$  and  $c$  of the Gompertz function, according to the real variability observed in the base herd.

The model assumed that the first service is made at a weight of  $250 \pm 10$  kg, thus the growth rate directly affects the age at the first service and the age at the first calving. The variation in adult weight was also considered through stochastic simulation of parameter  $a$ .

**Cuadro 1. Parámetros de entrada del modelo y distribuciones de probabilidad supuestas.**  
**Table 1. Input parameters of the model and assumed probability distributions.**

Parámetros	Unidades	Código	Distribución	Base	Dispersión
Novillas de reemplazo:					
a (Gompertz <sup>†</sup> )	parámetro	Ag	Normal	450	10
b (Gompertz)	parámetro	Bg	Normal	1.040	0.05
c (Gompertz)	parámetro	Cg	Normal	0.105	0.005
Peso a 1er servicio	kg	PIA	Normal	250	10
Intervalo 1er serv.-concepción	d	IAC	Discreta <sup>‡</sup>	21	
Desecho involuntario (reemp)	%	TDIr	Normal	12.0	2.5
Desecho voluntario (reemp)	%	TDVr	Discreta <sup>§</sup>	50.0	
Hato en producción:					
Vacas adultas	n	VA	Constante	125	
Desecho involuntario	%	TDIv	Normal	20.0	2.0
Mortalidad	%	TMv	Normal	2.0	0.5
Días abiertos	d	DA	Extremo <sup>Φ</sup>	106	47
Duración de preñez	d	DP	Normal	280	3.0
Rendimiento en canal	%	RC	Normal	48.0	1.0
a (Wood <sup>□</sup> )	parámetro	a	Normal	20.45	4.50
b (Wood)	parámetro	b	Normal	0.171	0.00504
c (Wood)	parámetro	c	Normal	0.045	0.00077
Longitud de lactancia	d	DLAC	Normal <sup>††</sup>	302	40
Grasa en leche	%	%G	Normal	4.45	0.65
Proteína en leche	%	%P	Normal	3.49	0.28
Lactosa+minerales en leche	%	%LM	Constante	5.40	
Incidencia mastitis clínica	%	IMC	Normal	15.0	3.0
Primer día de mastitis	d	DMC	Exponencial <sup>**</sup>	97	
Parámetros económicos:					
Precio grasa o proteína	USD kg <sup>-1</sup>	\$KGP	Normal	2.63	0.026
Precio lactosa+minerales	USD kg <sup>-1</sup>	\$LM	Normal	2.14	0.021
Precio carne canal	USD kg <sup>-1</sup>	\$CAR	Normal	1.58	0.02
Precio novilla preñada	USD	\$NOV	Normal	1000	50
Costo concentrado	USD kg <sup>-1</sup>	\$CON	Normal	0.21	0.02
Costo novilla preñada	USD	\$REM	Normal	601.2	60.0
Costos fijos vaca adulta	USD	\$VAC	Normal	395.2	38.0
Costo por administración	USD	\$AD	Constante	12 000	

<sup>†</sup> Función Gompertz modificada:  $W_t = ae^{-d(b-ct)}$ .

<sup>‡</sup> Distribución discreta (0 d=40 %; 21d=30 %; 42 d=20 %; 63 d=10 %).

<sup>§</sup> Distribución discreta (20 % de probabilidad para tasas de desecho de 0, 25, 50, 75 y 100 %).

<sup>Φ</sup> Distribución de valor extremo con escala=84 y forma=38, con un valor mínimo de 20.

<sup>□</sup> Función Wood:  $Y_t = at^b e^{-ct}$ .

<sup>††</sup> Distribución normal truncada entre 150 y (DA+DP-15).

<sup>\*\*</sup> Distribución exponencial con beta=120, truncada entre 5 y (DLAC-5).

La representación de la variación en tasas de crecimiento se logró mediante la simulación estocástica de los parámetros *b* y *c* de la función Gompertz, de acuerdo con la variabilidad real observada en el hato base.

El modelo supuso que el primer servicio se realiza a un peso de  $250 \pm 10$  kg, por lo que la tasa de crecimiento afecta directamente la edad al primer servicio y la edad al primer parto. Se consideró también la variación en el peso adulto mediante simulación estocástica del parámetro *a*.

### Modeling of reproductive and productive cycles

The reproductive cycle was modeled according to the scheme described by Wattiaux and McCullough (2000). Assumption was made of a herd with a constant size of 125 adult cows; therefore, the effect of better reproductive indices results in a higher number of available replacement females and a higher proportion of lactating cows, which in turn is reflected in a higher possibility of sale of replacements or voluntary culling of females. The variables

**Cuadro 2. Fórmulas de cálculo, promedio y desviación estándar de las variables de salida del modelo.**  
**Table 2. Formulas of calculation, average and standard deviation of the output variables of the model.**

Parámetro	Unidad	Código	Fórmula de cálculo <sup>†</sup>	Promedio	D.E.
Vacas lactantes	n	VL	$VA \times (1 - TDIv/100) - VA \times TMv/100$	97.5	2.59
Hembras reemplazo	n	HR	$VL \times 0.5 \times (1 - TDIr/100) \times 24 / EPA$	41.3	2.27
Vacas desc. involunt.	n	VDI	$VA \times ((TDIv + TMv)/100)$	27.5	2.59
Vacas desc. voluntario	n	VDV	SI(NE>0, NE-NV, 0), SI=Condicional	6.9	5.55
Novillas excedentes	n	NE	SI(HR>VDI, HR-VDI, 0), SI=Condicional	13.8	4.19
Novillas a venta	n	NV	$NE \times TDVr/100$	6.9	5.50
Reemplazo anual	%	TR	$HR/VA \times 100$	27.5	4.18
Edad 1er servicio	mes	EIA	$(\ln(\ln(PIA/Ag)/-1) - Bg)/(-1 \times Cg)$ , <i>ln</i> =logaritmo natural	15.1	0.69
GPD nacim-1er serv.	kg d <sup>-1</sup>	GPD	$(PIA - W_{t=0}) / (EIA \times 30.4)$ , $W_t=0$ peso estimado a nacimiento	0.489	0.010
Edad 1er parto	mes	EPA	$EIA + (IAC + DP) / 30.4$	25.0	0.98
Vida productiva	mes	VP	$100 / TR \times 12$	44.7	7.16
Leche esperada	kg vaca <sup>-1</sup>	PLn <sup>‡</sup>	$\sum (a \times t^b \times e^{-ct}) / (DA + DP) \times 365$ , t=1 hasta DLAC	5228.8	1214.9
Leche al pico	kg d <sup>-1</sup>	PP	$(a \times (b/c)^b \times e^{-c(b/c)})$	21.6	4.7
Días secos	d	DS	$(DP + DA) - DLAC$	89.3	53.7
Reducción por mastitis	kg vaca <sup>-1</sup>	RM <sup>§</sup>	$(\sum (a \times t^b \times e^{-ct}) \times \%R) / (DA + DP) \times 365 \times$ $(IMC / (100 \times VL)) / VL$	75.9	34.2
Leche sin mastitis	kg vaca-1	PLsm	PLn-RM	5152.8	1193.7
Grasa	kg vaca <sup>-1</sup>	PGR	$(\sum (a \times t^b \times e^{-ct}) \times \%GR) / (DA + DP) \times 365 -$ $(RM \times \%GR / 100)$	227.8	48.2
Proteína	kg vaca <sup>-1</sup>	PPR	$(\sum (a \times t^b \times e^{-ct}) \times \%PR) / (DA + DP) \times 365 -$ $(RM \times \%PR / 100)$	178.9	40.2
Lactosa + minerales	kg vaca <sup>-1</sup>	PLM	$((PLn \times \%LM) / (DA + DP) \times 365) - (RM \times \%LM)$	267.8	74.0
Sólidos totales	kg hato <sup>-1</sup>	PSOL	$(PGR + PPR + PLM) \times VL$	65763.3	15293.5
Carne canal	kg hato <sup>-1</sup>	PCAR	$(Ag \times RC) \times (NE - NV)$	7431.4	1138.4
Consumo concentrado	kg hato <sup>-1</sup>	CON <sup>¶</sup>	$(\sum (a \times t^b \times e^{-ct}) \times ALx) / (DA + DP) \times 365 \times VL$	206040.7	41265.0
Ingresos	\$ hato <sup>-1</sup>	IT	$(PGR + PPR) \times VL \times \$KGP + PLM \times \$LM \times VL +$ $(NE - NV) \times PCAR \times \$CAR + NV \times \$NOV$	178572.3	37185.9
Costos	\$ hato <sup>-1</sup>	CT	$[\$CON \times (CON + CON/3)] + (VL \times \$VAC) +$ $(HR \times \$REM) + \$AD$	133242.5	14969.4
Margen bruto	\$ hato <sup>-1</sup>	\$MB	IT-CT	45329.7	28501.2

<sup>†</sup> VA, TDIr, TDIv, TMv, PIA, IAC, DLAC, DP, DA, IMC, %GR, %PR, %LM, \$LM, \$KGP y RC son variables de entrada (Cuadro 1).  
<sup>‡</sup> El cálculo de la producción de leche esperada se realiza mediante integración de la función de Wood desde día (t)=1 hasta DLAC.  
<sup>§</sup> En el cálculo de RM, %R se refiere al porcentaje de reducción en producción por efecto de mastitis clínica, el cual depende de los días transcurridos desde el inicio de mastitis (d0-d7=100%, d8-d35=24%, d36-d70=11%, d71-DLAC=8%). RM se expresa por vaca lactante.  
<sup>¶</sup> En el cálculo de CON, ALx se refiere a la relación kg leche/kg concentrado, la cual depende del día de la lactancia (d0-d100= 2/1, d101-d200= 3/1, d200-DLAC= 4/1).

**Modelación de ciclos reproductivo y productivo**

El ciclo reproductivo se modeló de acuerdo con el esquema descrito por Wattiaux y McCullough (2000). Se supone un hato con tamaño constante de 125 vacas adultas; por tanto, el efecto de mejores índices reproductivos resulta en un mayor número de hembras de reemplazo disponibles y una mayor proporción de vacas lactantes, lo que a su vez incide en una mayor posibilidad de venta de reemplazos o desecho voluntario de hembras. Las variables que controlan mayormente este flujo en el modelo son los días abiertos, la tasa de desecho involuntario (por ejemplo, por infertilidad o mastitis), la tasa de mortalidad y la edad al

that have greater control of this flow in the model are the days open, involuntary culling rate (for example, due to infertility or mastitis), the mortality rate and the age of first calving. The culling rate and the age at first calving define other parameters of importance such as total life length and productive life, as well as the annual replacement rate of the herd. The model also includes a parameter that regulates the proportion of surplus heifers that are sold for breeding (TDVr, Table 1).

To represent the lactation process, the Wood function  $Y_t = a t^b e^{-ct}$  (Wood, 1967) was used, where Y is the estimated production on day t of lactation, a is a factor of scale that is related to the production at the onset of lactation and parameters

primer parto. La tasa de desecho y la edad al primer parto definen otros parámetros de importancia como la duración de vida útil y vida productiva, así como la tasa de reemplazo anual del hato. El modelo incluye además un parámetro que regula la proporción de novillas excedentes que son vendidas como reproductoras (TDV<sub>r</sub>, Cuadro 1).

Para representar el proceso de lactancia se usó la función de Wood  $Y_t = at^b e^{-ct}$  (Wood, 1967), donde  $Y$  es la producción estimada en el día  $t$  de la lactancia,  $a$  es un factor de escala que se relaciona con la producción al inicio de la lactancia y los parámetros  $b$  y  $c$  definen el nivel de inclinación de la curva durante las fases ascendente y descendente. Los valores iniciales de estos parámetros (Cuadro 1) fueron obtenidos mediante procedimientos de regresión no lineal aplicados a registros diarios de producción de leche del hato base. La representación de la variación en niveles de producción durante la lactancia se realizó mediante simulación estocástica de estos parámetros en función de la variación observada en el hato base. La producción al pico fue obtenida como función de los parámetros del modelo de Wood (Cuadro 2). La producción por lactancia (leche y componentes) se calculó por integración numérica de las producciones diarias obtenidas durante la lactancia, cuya duración se especificó también estocásticamente. Estos estimados de producción por lactancia fueron corregidos por el intervalo entre partos para obtener estimados de producción por año calendario.

En el modelo, el consumo de concentrado en vacas adultas está en función de la producción de leche esperada según la curva de lactancia. Se suponen relaciones de 2, 3 y 4 kg de leche por kg concentrado en las etapas 0-100 d, 100-200 d y 200 d-final de lactancia. Además, el modelo incluyó dos variables con el objetivo de cuantificar el valor económico de la mastitis clínica en el hato. Este efecto se simuló con base en la incidencia de mastitis y el día inicial de ocurrencia durante la lactancia. No fue posible obtener datos consistentes de incidencia de mastitis en el hato base, por lo que se utilizaron parámetros basados en el estudio de Hoblet *et al.* (1991). Dado que el hato base presenta condiciones de manejo superiores al promedio, se supuso una incidencia de  $15.0 \pm 3$  %, la cual podría considerarse baja. La reducción en producción de leche por efecto de mastitis se basó en estimaciones realizadas por Wilson *et al.* (2004). De acuerdo con dicho estudio, la mastitis clínica causa una reducción gradual en la producción de leche durante toda la lactancia, posterior al inicio de la mastitis (Cuadro 2). En cuanto al día de inicio de la mastitis, los datos disponibles en el hato base indicaron una ocurrencia promedio a los 97 días.

#### Modelación de asociaciones entre variables

Aparte de las relaciones explícitas presentes en las funciones del modelo (por ejemplo, producción de leche y consumo de

$b$  and  $c$  define the level of inclination of the curve during the ascendent and descendent phases. The initial values of these parameters (Table 1) were obtained through non-linear regression procedures applied to daily records of milk production from the base herd. The representation of the variation in production levels during lactation was made through stochastic simulation of these parameters as a function of the variation observed in the base herd. The peak production was obtained as a function of the parameters of the Wood model (Table 2). The production per lactation (milk and components) was calculated by numerical integration of the daily productions obtained throughout lactation, whose length was also specified stochastically. These estimates of production per lactation were corrected by the interval between calvings to obtain production estimates per calendar year.

In the model, the consumption of concentrate in adult cows is a function of the expected milk production according to the lactation curve. Relationships are assumed of 2, 3 and 4 kg of milk per kg of concentrate in the stages 0-100 d, 100-200 d and 200 d-end of lactation. Furthermore, the model included two variables with the objective of quantifying the economic value of clinical mastitis in the herd. This effect was simulated based on the incidence of mastitis and the initial day of occurrence during lactation. It was not possible to obtain consistent data of incidence of mastitis in the base herd; therefore, parameters based on the study of Hoblet *et al.* (1991) were used. Given that the base herd presents above average management conditions, an incidence of  $15.0 \pm 3$  % was assumed, which could be considered low. The reduction in milk production from the effect of clinical mastitis was based on estimations made by Wilson *et al.* (2004). According to this study, clinical mastitis causes a gradual reduction in milk production during the entire period of lactation, after the onset of the mastitis (Table 2). With respect to the day of the onset of the mastitis, the available data in the base herd indicated an average occurrence at 97 days.

#### Modeling of associations among variables

Besides the explicit relationships present in the functions of the model (for example, milk production and consumption of concentrate), many of the variables may be indirectly associated (for example, milk production vs. days open). To consider this type of associations, in the present model linear correlations were assumed among some of the input variables (Tables 3 and 4). These correlations were specified, for the most part, based on the correlations observed in the base herd and some based on data from the literature. For example, positive correlations of low magnitude were assumed between incidence of mastitis and milk production (Table 3), given that a higher incidence of mastitis is reported in high production cows (Hinrichs *et al.*, 2005).

concentrado), muchas de las variables pueden estar asociadas indirectamente (por ejemplo, producción de leche vs días abiertos). Para considerar este tipo de asociaciones, en el presente modelo fueron supuestas correlaciones lineales entre algunas de las variables de entrada (Cuadros 3 y 4). Estas correlaciones se especificaron, en su mayoría, con base en las correlaciones observadas en el hato base y algunas con base en datos de literatura. Por ejemplo, fueron supuestas correlaciones positivas de magnitud baja entre incidencia de mastitis y producción de leche (Cuadro 3), ya que se reporta mayor incidencia de mastitis en vacas de alta producción (Hinrichs *et al.*, 2005).

De acuerdo con Tozer y Heinrichs (2005), mayores tasas de crecimiento redundan en una reducción de los costos de crianza (a nivel de empresa y año). Por tanto, en el presente modelo se supuso (Cuadro 4) una correlación negativa entre el costo de crianza y los parámetros que definen la tasa de crecimiento (*b* y *c* en la función de Gompertz).

Entre las variables económicas, se supuso una correlación de 0.75 entre costo de concentrado, costo de crianza y costos fijos por vaca adulta, así como una correlación de 0.90 entre el precio de grasa y proteína. Estas correlaciones se fundaron en el hecho de que generalmente existe relación estrecha entre precios, tanto de insumos como de productos.

**Cálculo de valores económicos**

El modelo permitió estimar los ingresos anuales por venta de leche, de animales de desecho y de novillas de reemplazo. Asimismo, se estimaron los costos anuales por alimentación de vacas adultas, costos fijos por vaca adulta, crianza de reemplazos y administración. El margen bruto se obtuvo como diferencia entre los ingresos y costos. Para estos cálculos se usaron los precios de insumos y productos vigentes al momento del análisis (Cuadro 1). En estos precios se simuló un pequeño margen de variación para cuantificar el efecto de posibles fluctuaciones a corto plazo.

**Cuadro 3. Matriz de correlaciones entre rasgos productivos, mastitis y días abiertos.†**

**Table 3. Matrix of correlations among productive traits, mastitis and days open. †**

	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	%G	%P	IMC
<i>a</i>	1.00					
<i>b</i>	-0.65	1.00				
<i>c</i>	-0.36	0.83	1.00			
%Grasa (%G)	-0.37	0.00	0.00	1.00		
%Proteína (%P)	-0.19	0.00	0.00	0.79	1.00	
%Mastitis (IMC)	0.42	0.00	0.00	0.11	0.11	1.00
Días abiertos	0.24	0.00	0.00	0.24	0.24	0.05

† Variables definidas en el Cuadro 1.

According to Tozer and Heinrichs (2005), higher growth rates result in a reduction in the costs of rearing (at the level of industry and year). Therefore, the present model assumed (Table 4) a negative correlation between the cost of rearing and the parameters that define the growth rate (*b* and *c* in the Gompertz function).

Among the economic variables, a correlation of 0.75 was assumed among the cost of concentrate, cost of rearing and fixed costs per adult cow, as well as a correlation of 0.90 between the price of fat and protein. These correlations were based on the fact that there is generally a close relationship among prices, both of inputs and of products.

**Calculation of economic values**

The model made it possible to estimate the annual income from the sale of milk, of surplus animals and replacement heifers. Furthermore, the annual costs of feeding adult cows were estimated, along with fixed costs per adult cow, rearing of replacements and administration. The gross margin was obtained as the difference between income and costs. For these calculations the prices of inputs and products at the moment of the analysis were used (Table 1). In these prices a small margin of variation was simulated in order to quantify the effect of possible short term fluctuations.

Based on the above information, the model made it possible to estimate economic values for various productive and functional traits of importance in dairy cattle. To obtain these economic values, an analysis of multiple regression was made over the 5000 resulting observations of the stochastic simulation. In this analysis, the productive and functional traits, as well as the economic input variables, were used as prediction variables and the utility function was the gross margin (MB, USD cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup>) The coefficients of partial regression obtained in this analysis represented the economic values of each trait of interest. Both the magnitude and the statistical significance of these coefficients

**Cuadro 4. Matriz de correlaciones entre rasgos de crecimiento, costo de reemplazos y peso a 1er servicio.†**

**Table 4. Matrix of correlations among growth traits, cost of replacements and weight at first mating.†**

	Ag	Bg	Cg	\$REM
Ag	1.00			
Bg	-0.40	1.00		
Cg	-0.80	0.75	1.00	
Costo reemplazos (\$REM)	0.25	-0.70	-0.75	1.00
Peso 1er Servicio (PIA)	0.60	-0.20	-0.40	-0.20

† Variables definidas en el Cuadro 1.

Con base en la información anterior, el modelo permitió estimar valores económicos para varios rasgos productivos y funcionales de importancia en bovinos lecheros. Para obtener estos valores económicos se realizó un análisis de regresión múltiple sobre las 5000 observaciones resultantes de la simulación estocástica. En este análisis, los rasgos productivos y funcionales, así como los parámetros económicos de entrada, se usaron como variables predictoras y la función de utilidad fue el margen bruto (MB, USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>). Los coeficientes de regresión parciales obtenidos en este análisis representaron los valores económicos de cada rasgo de interés. Se evaluó la magnitud y la significancia estadística de estos coeficientes. Se calcularon además los coeficientes de regresión de las variables previamente estandarizadas (media 0, varianza 1) sobre el MB para cuantificar el impacto relativo de cada variable.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Resultados generales del modelo

En el Cuadro 2 se muestran los promedios y desviaciones estándar de las variables de salida calculados con base en las 5000 iteraciones del modelo de simulación. El modelo predijo un promedio de 97.5 vacas lactantes y 41.3 hembras de reemplazo. La tasa de reemplazo resultante (27.5 %) fue alta, correspondiendo a una vida productiva de 44.7 meses. Estos valores predichos por el modelo fueron similares a los obtenidos en el hato base. Cedeño y Vargas (2004) reportaron un promedio de vida productiva de 49.7 meses para una población Jersey en Costa Rica.

El modelo estimó una producción diaria al pico alta para la raza Jersey (21.6 kg), lo que puede deberse al potencial genético del hato base. El modelo predijo un periodo seco extenso (89.3 d), debido principalmente a que los días abiertos observados fueron altos (106) y la duración de la lactancia en el hato base fue 300 d.

En cuanto al efecto de la mastitis clínica, el modelo estimó una reducción promedio de 75.9 kg en la producción por vaca lactante en el hato por año (536.6 kg por vaca afectada). Un estudio realizado en nueve hatos lecheros en Ontario (Hoblet *et al.*, 1991) reportó reducciones en producción de leche debidas al efecto de mastitis clínica, desde 76 hasta 206.8 kg vaca<sup>-1</sup> lactancia<sup>-1</sup>, en función del grado de infección. En el presente estudio, después del ajuste por el efecto de mastitis clínica, el modelo estimó una producción anual promedio de sólidos lácteos

were evaluated. In addition, the coefficients of regression were calculated of the previously standardized variables (mean 0, variance 1) on the MB, in order to quantify the relative impact of each variable.

## RESULTS AND DISCUSSION

### General results of the model

The averages and standard deviations of the output variables that were calculated based on the 5000 iterations of the simulation model are shown in Table 2. The model predicted an average of 97.5 lactating cows and 41.3 replacement females. The resulting replacement rate (27.5 %) was high, corresponding to a productive life of 44.7 months. These values predicted by the model were similar to those obtained in the base herd. Cedeño and Vargas (2004) reported a productive life average of 49.7 months for a population of Jersey cattle in Costa Rica.

The model estimated a high daily production at peak for the Jersey breed (21.6 kg), which may be due to the genetic potential of the base herd. The model predicted an extensive dry period (89.3 d), due mainly to the fact that the days open observed were high (106), and the length of lactation in the base herd was 300 d.

With respect to the effect of clinical mastitis, the model estimated an average reduction of 75.9 kg in production per lactating cow in the herd per year (536.6 kg per affected cow). A study made in nine dairy herds in Ontario (Hoblet *et al.*, 1991) reported reductions in milk production due to the effect of clinical mastitis, from 76 to 206.8 kg cow<sup>-1</sup> lactation<sup>-1</sup>, as a function of the degree of infection. In the present study, after the adjustment from the effect of clinical mastitis, the model estimated an average annual production of milk solids of  $65\,763.3 \pm 15\,293.5$  kg for the herd. This value is the principal indicator of the biological efficiency of the herd, given that it is the result of the combination of growth parameters, and reproductive and productive yield. The standard deviation reflects the magnitude of the expected variation in production among herds with different efficiency levels, according to the assumed distributions in the input variables.

Among the economic parameters, the model predicted an annual income of  $178\,572 \pm 37$  USD, of



de  $65\ 763.3 \pm 15\ 293.5$  kg para el hato. Este valor es el principal indicador de la eficiencia biológica del hato, ya que es el resultado de la combinación de parámetros de crecimiento, y rendimiento reproductivo y productivo. La desviación estándar refleja la magnitud de la variación esperada en producción entre hatos con diferente nivel de eficiencia, de acuerdo con las distribuciones supuestas en las variables de entrada.

Entre los parámetros económicos, el modelo predijo un ingreso anual de  $178\ 572 \pm 37\ 186$  USD, de los cuales 59 % fue aportado por la grasa y proteína, 31 % por la lactosa y minerales, 7 % por venta de desechos y 3 % por venta de novillas. En cuanto a los costos, el estimado anual fue  $133\ 242 \pm 14\ 969$  USD, de los cuales 43 % fue aportado por alimentación y 29 %, 19 % y 9 % fueron atribuibles a costos fijos por vaca, crianza y administración. El modelo estimó un margen bruto anual de  $45\ 329.7 \pm 28\ 501.2$  USD, lo que representó una relación beneficio/costo de  $1.33 \pm 0.20$ . Este nivel de rendimiento predicho puede ser alto respecto al de otros hatos locales, en parte debido al superior nivel genético del hato en estudio; otra causa puede ser el elevado tamaño del hato, ya que con hatos más grandes, algunos de los costos fijos a nivel de empresa disminuyen (por ejemplo, administración). En Costa Rica, el tamaño promedio de hato es inferior a 50 animales, lo que en las mismas condiciones de eficiencia del hato base, produciría una relación beneficio/costo de 1.19, más congruente con la realidad local.

### Valores económicos de rasgos biológicos

En el Cuadro 5 se muestran los valores económicos obtenidos para los rasgos biológicos considerados, así como el correspondiente error estándar y el resultado de la prueba de hipótesis ( $H_0: \beta=0$ ,  $H_1: \beta \neq 0$ ).

Los rasgos con valores económicos positivos y significativos ( $p < 0.05$ ) fueron: producción al pico, duración de lactancia, contenido de proteína, contenido de grasa, vida productiva, tasa de desecho voluntario en reemplazos, primer día de mastitis y rendimiento en canal. Por el contrario, los rasgos con valores económicos negativos y significativos fueron: días abiertos, tasa de desecho involuntario (vacas y reemplazos), mortalidad en vacas, incidencia de mastitis e intervalo primer servicio-concepción. Los rasgos de ganancia de peso y peso adulto no mostraron significancia.

which 59 % was supplied by fat and protein, 31 % by lactose and minerals, 7 % by sale of culled cows and 3 % by the sale of heifers. With respect to costs, the estimated annual cost was  $133\ 242 \pm 14\ 969$  USD, of which 43 % was supplied by feed and 29 %, 19% and 9 % were attributable to fixed costs per cow, rearing and administration. The model estimated an annual gross margin of  $45\ 329.7 \pm 28\ 501.2$  USD, which represented a benefit/cost relationship of  $1.33 \pm 0.20$ . This predicted yield level may be high with respect to that of other local herds, due in part to the higher genetic level of the herd under study; another cause may be the large size of the herd, given that the larger the herd, some of the fixed costs at the farm level decrease (for example, administration). In Costa Rica, the average herd size is under 50 animals, which under the same conditions of efficiency of the base herd, would produce a benefit/cost relationship of 1.19, more congruent with the local reality.

### Economic values of biological traits

In Table 5 it is shown the economic values obtained for the biological traits under consideration, as well as the corresponding standard error and the result of the test of hypothesis ( $H_0: \beta=0$ ,  $H_1: \beta \neq 0$ ).

The traits with positive and significant economic values ( $p < 0.05$ ) were: peak production, length of lactation, protein content, fat content, productive life, voluntary culling rate in replacements, first day of mastitis and dressing percentage. On the other hand, the traits with negative and significant economic values were: days open, involuntary culling rate (cows and replacements), cow mortality, incidence of mastitis and first service-conception interval. The traits of weight gain and adult weight did not show significance.

The magnitude of the economic values varied substantially according to the trait under evaluation. The highest magnitudes corresponded to the traits related to the milk components (fat and protein), as well as peak production. Vargas *et al.* (2002) reported positive economic values for fat, protein, dressing percentage, conception rate, survival rate and body weight; similar to what occurred in the present study, the traits with the highest economic values were fat and protein. González-Recio *et al.* (2004) published positive economic values of 4.02 and 1.02 USD  $\text{cow}^{-1} \text{year}^{-1}$  per kilogram of protein and fat.

La magnitud de los valores económicos varió sustancialmente según el rasgo evaluado. Las mayores magnitudes correspondieron a los rasgos relacionados con los componentes de la leche (grasa y proteína), así como producción al pico. Vargas *et al.* (2002) reportaron valores económicos positivos para grasa, proteína, rendimiento en canal, tasa de concepción, tasa de sobrevivencia y peso corporal; similar a lo ocurrido en el presente estudio, los rasgos con mayores valores económicos fueron grasa y proteína. González-Recio *et al.* (2004) publicaron valores económicos positivos de 4.02 y 1.02 USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup> por kilogramo de proteína y grasa.

En la mayoría de los estudios, la proteína recibe un mayor valor económico que la grasa debido a que la mayoría de los sistemas de pago favorecen la producción de proteína para manufactura de queso. En el mercado local no hay diferencia en el precio por kilogramo de proteína o grasa, pero los valores económicos difirieron por efecto de las correlaciones y de las distintas varianzas.

Los valores económicos obtenidos para duración de la lactancia y vida productiva fueron positivos pero de menor magnitud. Estas variables tienen también un impacto importante en el margen bruto. Para un intervalo entre partos fijo, la duración de lactancia

In most of the studies, protein receives a higher economic value than fat, because most of the payment systems favor protein production for cheese manufacturing. In the local market there is no difference in the price per kilogram of protein or fat, but the economic values differed from the effect of the correlations and the different variances.

The economic values obtained for length of lactation and productive life were positive, but of lower magnitude. These variables also have an important impact on the gross margin. For a fixed interval between calvings, the length of lactation has a positive economic value, given that a longer lactation implies reduction of the unproductive period. González-Recio *et al.* (2004) also estimated a positive economic value of 1.19 USD cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup> for length of lactation.

The economic value for the first day of mastitis was positive, because in the model a sustained effect of the mastitis is assumed throughout the period after the occurrence of the event, with decreasing percentages of reduction. Thus, the reduction in production per lactation is lower when the mastitis occurs on days later into the lactation period. This effect concurs with what was reported by Wilson *et al.* (2004).

#### Cuadro 5. Valores económicos para rasgos biológicos de interés.

Table 5. Economic values for biological traits of interest.

Variable	Escala	Código	V. E. <sup>†</sup>	t <sup>‡</sup>	p <sup>§</sup>	V.E.E. <sup>§</sup>
Días abiertos	d	DA	-3.32	-220.2	<0.001	-0.70
Producción al pico	kg	PP	39.60	219.7	<0.001	0.81
Duración de lactancia	d	DLAC	2.83	153.9	<0.001	0.44
Contenido de proteína	%	%P	107.09	28.9	<0.001	0.13
Desecho involuntario vacas	%	TDIv	-8.76	-23.5	<0.001	-0.08
Contenido de grasa	%	%G	88.52	21.3	<0.001	0.11
Vida productiva	año	VP	2.32	9.3	<0.001	0.07
Primer día de mastitis	d	DMC	0.07	8.4	<0.001	0.02
Desecho involuntario reemplazos	%	TDIr	-2.04	-7.8	<0.001	-0.02
Tasa de mortalidad vacas	%	TMv	-10.29	-8.0	<0.001	-0.02
Desecho voluntario reemplazos	%	TDVr	0.29	5.9	<0.001	0.05
Rendimiento en canal	%	RC	2.39	3.8	<0.001	0.01
Incidencia de mastitis	%	IMC	-0.67	-2.8	0.004	-0.01
Intervalo 1er Serv.-concepción	d	IAC	-0.07	-2.3	0.020	-0.01
Ganancia de peso	kg d <sup>-1</sup>	GPD	41.27	0.6	0.534	0.00
$a$ (Gompertz=peso adulto)	kg	Ag	-0.010	-0.1	0.892	0.00

<sup>†</sup> V.E.: valor económico, fluctuación en el margen bruto anual expresada por vaca adulta presente en el hato (USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>) por cada unidad de incremento en el rasgo respectivo.

<sup>‡</sup> Valor del estadístico t para H<sub>0</sub>:  $\beta=0$ , H<sub>1</sub>:  $\beta \neq 0$ .

<sup>§</sup> Valor de probabilidad (P) asociado al estadístico t para H<sub>0</sub>:  $\beta=0$ , H<sub>1</sub>:  $\beta \neq 0$ .

<sup>¶</sup> V.E.E.: valor económico estandarizado.

tiene un valor económico positivo, ya que una lactancia más larga implica reducción del periodo improductivo. González-Recio *et al.* (2004) estimaron también un valor económico positivo de 1.19 USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup> para duración de lactancia.

El valor económico para el día de inicio de mastitis fue positivo, debido a que en el modelo se supone un efecto sostenido de la mastitis durante todo el periodo después de ocurrir el evento, con porcentajes de reducción decrecientes. Así, la reducción en producción por lactancia es menor conforme la mastitis se presenta en días más avanzados de la lactancia. Este efecto concuerda con lo reportado por Wilson *et al.* (2004).

El valor económico positivo para desecho voluntario de reemplazos es causado por la retribución económica adicional lograda por la venta de novillas preñadas en comparación con el desecho voluntario de vacas adultas. En el hato base, el alto nivel de desecho involuntario en vacas (20 %) restringe la posibilidad de realizar desecho voluntario. El modelo predijo cerca de 14 novillas excedentes por año. En los hatos locales hay bajos niveles de desecho voluntario en vacas (Cedeño y Vargas 2004), lo cual puede estar asociado a bajos rendimientos reproductivos y con la venta de animales de reemplazo.

En cuanto a los rasgos con valores económicos negativos, González-Recio *et al.* (2004) indican un valor económico de -4.9 USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup> para la variable días abiertos; mientras que Plazier *et al.* (1997) obtuvieron un valor de -4.7 CAN\$ vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>. Ambos valores son similares al obtenido en el presente estudio (-3.3 USD vaca<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>). En el modelo, el desecho involuntario de vacas está asociado principalmente con los problemas de infertilidad, y en menor grado con desechos debido a mastitis crónicas, enfermedades o problemas de patas. El desecho involuntario es alto (20 %), pero similar a lo observado en hatos locales (Cedeño y Vargas, 2004). Este alto desecho involuntario, junto con la tasa de mortalidad (2 %), incide directamente en la alta tasa de reemplazo y la reducida vida productiva.

En reemplazos, el valor económico negativo del intervalo primer servicio-concepción está relacionado con la edad al parto. Un aumento en este intervalo implica una mayor edad al parto y una menor disponibilidad anual de reemplazos. Similarmente, las mayores ganancias de peso también reducen la edad al primer parto. Este rasgo, sin embargo, no

The positive economic value for voluntary culling of replacements is caused by the additional economic retribution achieved by the sale of pregnant heifers compared with the voluntary culling of adult cows. In the base herd, the high level of involuntary culling in cows (20 %) restricts the possibility of carrying out voluntary culling. The model predicted nearly 14 surplus heifers per year. In the local herds, low levels of voluntary culling in cows there are (Cedeño and Vargas, 2004), which could be associated with low reproductive yields as well as the sale of replacement animals.

With respect to the traits with negative economic values, González-Recio *et al.* (2004) indicate an economic value of -4.9 USD cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup>, whereas Plazier *et al.* (1997) obtained a value of -4.7 CAN\$ cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup>. Both values are similar to that obtained in the present study (-3.3 USD cow<sup>-1</sup> year<sup>-1</sup>). In the model, the involuntary culling of cows is mainly associated with the problems of infertility, and to a lesser degree to culling due to chronic mastitis, diseases or problems with hooves. The involuntary culling is high (20 %) but similar to that observed in local herds (Cedeño and Vargas, 2004). This high level of involuntary culling, along with the mortality rate (2 %) directly influences the high rate of replacement and the reduced productive life.

In replacements, the negative economic value of the first service to conception interval is related to the age at calving. An increase in this interval implies a higher age at calving and a lower annual availability of replacements. Similarly, the highest weight gains also reduce the age at first calving. However, this trait does not have statistical significance, probably because of the reduced range of variability shown by the base herd; nor was significant the effect of adult weight.

With respect to clinical mastitis, Hoblet *et al.* (1991) estimated a loss of 40 USD per lactation per cow in the herd, both from reduction in milk and from treatment of the cases. In the present study, the estimated reduction in milk production was 75.9 kg per lactating cow per year, which represents close to 25 USD with the local payment system. At the herd level, this reduction in production would mean a decrease of 2 455 USD in annual income. It should be pointed out that the model did not consider the effect of subclinical mastitis, which is much higher than that of clinical mastitis (DeGraves and Fetrow, 1993).

tuvo significancia estadística, probablemente por el reducido rango de variabilidad que muestra el hato base; tampoco se observó efecto significativo del peso adulto.

En relación con la mastitis clínica, Hoblet *et al.* (1991) estimaron una pérdida de 40 USD por lactancia por vaca en el hato, por reducción en leche y por tratamiento de los casos. En el presente estudio, la reducción estimada en producción de leche fue 75.9 kg por vaca lactante por año, lo que equivale a cerca de 25 USD con el sistema de pago local. A nivel del hato, esta reducción en producción significaría una disminución de 2 455 USD en los ingresos anuales. Debe señalarse que el modelo no consideró el efecto de la mastitis subclínica, el cual es muy superior al de la mastitis clínica (DeGraves y Fetrow, 1993).

Para cuantificar la importancia relativa de cada rasgo, se obtuvieron los coeficientes de regresión estandarizados (Cuadro 5). Las variables biológicas con asociaciones positivas más altas fueron el nivel de producción y la duración de la lactancia. El contenido de proteína y grasa mostraron niveles inferiores debido a que son rasgos con menor variabilidad, aunque la magnitud de su valor económico sea mayor.

Las variables de vida productiva, desecho voluntario de reemplazos y día de inicio de mastitis mostraron también asociaciones positivas con el margen bruto, pero de menor magnitud. Por el contrario, las variables con mayor impacto negativo fueron nuevamente los días abiertos y en menor grado la tasa de desecho involuntario en vacas.

## CONCLUSIONES

El modelo permitió cuantificar el valor económico de distintos rasgos biológicos (productivos y funcionales). Los rasgos con valores económicos positivos significativos fueron: producción al pico de lactancia, duración de lactancia, contenido de proteína, contenido de grasa, vida productiva, primer día de mastitis, desecho voluntario en reemplazos y rendimiento en canal de vacas de desecho. Los rasgos con valores económicos negativos significativos fueron: días abiertos, tasa de desecho involuntario, mortalidad en vacas e incidencia de mastitis.

Los rasgos con mayor impacto relativo en el margen bruto fueron la producción al pico y los días abiertos, lo que refleja la importancia de mantener

To quantify the relative importance of each trait, the standardized regression coefficients were obtained (Table 5). The biological variables with highest positive associations were the production level and length of lactation. The protein and fat content showed lower levels due to the fact that they are traits with lower variability, although the magnitude of their economic value is higher.

The variables of productive life, voluntary culling of replacements and first day of mastitis also showed positive associations with the gross margin, but of lower magnitude. On the other hand, the variables with higher negative impact were again the days open and to a lesser extent the rate of involuntary culling in cows.

## CONCLUSIONS

The model made it possible to quantify the economic value of different biological traits (productive and functional). The traits with significant positive economic values were: peak lactation production, length of lactation, protein content, fat content, productive life, first day of mastitis, voluntary culling in replacements and dressing percentage of culled cows. The traits with significant negative economic values were: days open, involuntary culling rate, cow mortality and incidence of mastitis.

The traits with highest relative impact on gross margin were peak production and days open, which reflects the importance of maintaining an adequate equilibrium between production and reproduction in the dairy herds. In the base herd used in this study, the principal limitation was a suboptimum reproductive yield, which raises the replacement rate and reduces productive life.

—End of the English version—

---\*---

un equilibrio adecuado entre producción y reproducción en los hatos lecheros. En el hato base utilizado en el estudio, la principal limitante fue un rendimiento reproductivo subóptimo, el cual eleva la tasa de reemplazo y reduce la vida productiva.

## LITERATURA CITADA

- Amer, P. R., and G. C. Fox. 1992. Estimation of economic weights in genetic improvement using neo-classical production theory: an alternative to rescaling. *Anim. Prod.* 54: 341-350.
- Cedeño, D. A., y B. Vargas. 2004. Efecto de la raza y el manejo sobre la vida productiva del bovino lechero en Costa Rica. *Arch. Zoot.* 53: 129-140.
- DeGraves, F., and J. Fetrow. 1993. Economics of mastitis and mastitis control. *The Veterinary Clinics of North America: Food Anim. Practice.* 9: 421-434.
- Gibson, J. P. 1989. Selection on the major components of milk: alternative methods of deriving economic weights. *J. Dairy Sci.* 72: 3176-3189.
- González-Recio, O., M. A. Pérez-Cabal, and R. Alenda. 2004. Economic value of female fertility and its relationship with profit in Spanish dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 87: 3053-3061.
- Groen, A. F. 1989. Economic values in cattle breeding. I. Influence of production circumstances in situations without output limitations. *Livest. Prod. Sci.* 22: 1-16.
- Groen, A. F., T. Steine, J. J. Colleau, J. Pedersen, J. Pribyl, and N. Reinsch. 1997. Economic values in dairy cattle breeding, with special reference to functional traits. Report of an EA-AP-working group. *Livest. Prod. Sci.* 49: 1-21.
- Hinrichs, D., E. Stamer, W. Junge, and E. Kalm. 2005. Genetic analyses of mastitis data using animal threshold models and genetic correlation with production traits. *J. Dairy Sci.* 88: 2260-2268.
- Hoblet, K. H., G. D. Schnitkey, D. Arbaugh, J. S. Hogan, K. L. Smith, P. S. Schoenberger, D. A. Todhunter, W. D. Hueston, D. E. Pritchard, and G. L. Bowman. 1991. Costs associated with selected preventive practices and with episodes of clinical mastitis in nine herds with low somatic cell counts. *J. Am. Vet. Med. Assoc.* 199: 190-196.
- Holdridge, L. R. 1987. *Ecología Basada en Zonas de Vida.* Humberto Jiménez Saa (Trad). San José, Costa Rica. IICA. 216 p.
- Microsoft Corporation. 2003. Microsoft® Office Excel.
- Nielsen, H. M., L. G. Christensen, and A. F. Groen. 2005. Derivation of sustainable breeding goals for dairy cattle using selection index theory. *J. Dairy Sci.* 88: 1882-1890.
- Olesen, I., A. F. Groen, and B. Gjerde. 2000. Definition of animal breeding goals for sustainable production systems. *J. Anim. Sci.* 78: 570-582.
- Palisade Corporation. 2002. Advanced risk analysis for spreadsheets @RISK. Version 4.5. Palisade Corporation, Newfield, NY, USA.
- Plazier, J. C. B., G. J. King, J. C. M. Dekkers, and K. Lissemore. 1997. Estimation of economic values of indices for reproductive performance in dairy herds using computer simulation. *J. Dairy Sci.* 80: 2775-2783.
- SAS (SAS Institute Inc. US). 1990. SAS International guide for personal computers. Version 6.0.
- Tozer, P. R., and A. J. Heinrichs. 2005. What affects the costs or raising replacement dairy heifers: a multiple-component analysis. *J. Dairy Sci.* 84: 1836-1844.
- Van Arendonk, J. A. M. 1985. A model to estimate the performance, revenues and costs of dairy cows under different production and price situations. *Agric. Systems* 16: 157-189.
- Vargas, B., A. F. Groen, M. Herrero, and J. A. M. van Arendonk. 2002. Economic values for production and functional traits in Holstein cattle of Costa Rica. *Livest. Prod. Sci.* 75: 101-116.
- Veerkamp, R. F. 1998. Selection for economic efficiency of dairy cattle using information on live weight and feed intake: a review. *J. Dairy Sci.* 81: 1109-1119.
- Wattiaux, M. A., and D. McCullough. 2000. Factors affecting size and productivity of the dairy replacement herd. *In: Dairy Essentials No. 26* Babcock Institute for International Dairy Research and Development. University of Wisconsin, Madison, US. pp: 101-104.
- Wilson, D. J., R. N. González, J. Herti, H. F. Schulte, G. J. Ben-net, Y. H. Schukken, and Y. T. Grohn. 2004. Effect of clinical mastitis on the lactation curve: a mixed model estimation using daily milk weights. *J. Dairy Sci.* 87: 2073-2084.
- Winsor, C. 1932. The Gompertz curve as a growth curve. *Proc. Nat. Acad. Sci.* 18: 1-8.
- Wood, P. D. P. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216: 164-165.