

**EL CRECIMIENTO DE NOVILLAS DE REEMPLAZO  
EN FINCAS LECHERAS DE COSTA RICA  
1. TIPIFICACIÓN DEL CRECIMIENTO DE NOVILLAS HOLSTEIN Y JERSEY**

**C. Solano Patiño y B. Vargas Leiton**

Proyecto Saludo de Hato, Escuela de Medicina Veterinaria,  
Universidad Nacional Heredia, Costa Rica

---

**RESUMEN**

El estándar de crecimiento para las hembras de reemplazo de lecherías de Costa Rica fue calculado a través del ajuste de las curvas promedio de crecimiento de las razas Holstein y Jersey a seis modelos matemáticos, cinco de los cuales fueron del tipo exponencial: Brody (Br), Richards (Ri), Bertalanffy (Be), Gompertz (Go) y Logístico (Log) y uno intrínsecamente lineal (Men), utilizando mínimos cuadrados con el método de Marquart. Las curvas reales fueron obtenidas a través del cálculo de la media de peso por cada semana de edad desde 1 hasta la 104, utilizando 20 310 observaciones de peso de 4 264 animales de raza Holstein en 80 fincas y 9 520 observaciones de 1 689 animales Jersey en 51 fincas, recolectadas entre 1988 y 1995 en tres zonas geográficas de Costa Rica correspondientes a cuatro zonas de vida: Bosque húmedo (bh), Bosque seco (Bs), Bosque muy húmedo (bmh) y Bosque pluvial (bp). La selección del modelo con mayor potencialidad fue realizada a través de la comparación de cinco estadígrafos de bondad de ajuste: El error medio de predicción (EMP), la desviación estándar de los residuales (DE), el rango de residuales (RA), el estadístico de Durbin-Watson (DW) y el coeficiente de determinación ( $R^2$ ). Una vez seleccionado el modelo de mejor ajuste, fueron calculados los parámetros de las curvas de crecimiento para cada zona de vida y grupo de año de nacimiento (1988-1991 y 1992-1995). Los resultados del ajuste de los modelos a las curvas promedio mostraron que los seis modelos poseen una alta bondad de ajuste, siendo los valores de  $R^2$  superiores a 0.98, valores de EMP inferiores a 6.7% y una DE máxima de 4.5 kg. Las estadísticas RA y DW mostraron una gran variación, oscilando entre 12 y 22 kg y entre 0.38 y 2.32, respectivamente. Los modelos de Br y Ri mostraron ser los más eficientes en la descripción del crecimiento de ambas razas con una pequeña ventaja del primero, por lo que fue seleccionado para representar el crecimiento de ambas razas. En el cálculo de los parámetros de las curvas por zonas de vida y años de nacimiento se obtuvieron estadígrafos satisfactorios. Estas curvas mostraron grandes variaciones en el crecimiento relacionadas con las condiciones ambientales y poca variación entre los grupos de años de nacimiento.

**PALABRAS CLAVE:** Crecimiento, Novillas lecheras, Tipificación, Modelos exponenciales, Modelos intrínsecamente lineales, Costa Rica

## ABSTRACT

### Growth of dairy replacement heifers of Costa Rican farms

#### 1. Mathematical characterization of the growth of Holstein and Jersey heifers

Growth standards of replacement heifers of dairy farms in Costa Rica were calculated by fitting the mean growth curves of Holsteins and Jerseys to six mathematical models. Five were exponential equations: Brody (Br), Richards (Ri), Bertalanffy (Be), Gompertz (Go), and Logistic (Log), whereas the other was an intrinsically linear model (Men). The Marquart least squares method was used. The actual curves were obtained by calculating weekly mean weights from 1 to 104 weeks of age, using 20 310 observations from 4 264 Holsteins of 80 farms and 9 520 observations from 1 689 Jerseys of 51 farms, recorded from 1988 to 1995 in three geographic zones of Costa Rica corresponding to four life zones: Humid forest (bh), Dry forest (bs), Very humid forest (bmh) and Rain forest (bp). The best model was selected through comparison of five statistics of goodness of fit: mean error of prediction (EMP), standard deviation of residuals (DE), range of residuals (RA), the Durbin-Watson statistic (DW), and coefficient of determination ( $R^2$ ). Using the best model, the growth curves for each life zone and birth year group (1988-1991 and 1992-1995) were generated. The results showed excellent goodness of fit in all models with  $R^2$  over 0.98; estimates of EMP below 6.7% and a maximum DE of 4.5 kg. The RA and DW statistics showed a high variation, ranging from 12 to 22 kg and 0.38 to 2.32, respectively. The Br model showed the best fit, followed closely by the Ri. The growth curves for each life zone and birth year group had satisfactory goodness of fit statistics. These curves showed a high variation in the growth rates related to environmental conditions, but little variation between the birth year groups.

**KEYWORDS:** Growth, Dairy heifers, Typification, Exponential models, Intrinsically linear models, Costa Rica

#### Introducción

Como se ha demostrado a través de más de 10 años de investigación, la velocidad de crecimiento durante la fase de crianza de las novillas de reemplazo tiene un efecto significativo en el comportamiento productivo y reproductivo posterior, así como sobre la longitud de la vida productiva. Se han observado diferentes magnitudes en estos efectos según la etapa de vida de las novillas. Estos resultados son ampliamente

descritos en la literatura procedente de países templados y resumidos en las revisiones de Foldager y Sejrsen (1987), Johnsson (1988) y Heindriechs (1993). Se han detectado estos efectos también en condiciones de lechería de Costa Rica (Solano, 1993).

Por tanto, cualquier esfuerzo para mejorar la productividad de los sistemas de producción de leche deberá tomar en cuenta estas relaciones, identificando sistemas de crianza que obtengan el ritmo de crecimiento óptimo, el cual maximice

la expresión del potencial genético de producción de leche de las novillas, reduzca la edad al primer parto y aumente la eficiencia reproductiva subsecuente. Además, los sistemas de crianza deben ser sustentados con mínimos costos.

Ante este panorama, surge la necesidad de tipificar las curvas de crecimiento de las novillas de reemplazo bajo las condiciones de Costa Rica, así como su variación bajo fuentes de variación climáticas, temporales, etc. Estas curvas tendrán la utilidad de servir de patrones de comparación sobre los cuales hacer diagnósticos de la efectividad de los sistemas de crianza de una finca o grupo de ellas y conocer las posibilidades de mejoramiento. Estos patrones vendrían de sustituir los estándares procedentes de otras latitudes, los cuales son ampliamente difundidos en el medio.

Experiencias anteriores en la tipificación del crecimiento han involucrado la representación algebraica de la relación entre el aumento de peso o tamaño en función del tiempo. Este tipo de expresiones poseen la ventaja de transformar dicha función en parámetros con significado biológico (Goonewardene *et al.*, 1980), de suavizar la forma de la curva de crecimiento, y de hacer posible la derivación de una amplia gama de parámetros de crecimiento (Fitzhugh, 1976). La mayoría de los modelos utilizados para este propósito son ecuaciones exponenciales de base e (base de los logaritmos naturales), tales como los descritos por Goonewardene *et al.* (1980). Otros modelos utilizados incluyen las regresiones de tercer orden (Heindriech y Hargrove, 1987, 1991, 1994) y los intrínsecamente lineales, como el propuesto por Menchaca, (1991).

Modelos exponenciales como el de Brody y el de Richards han mostrado ser los más eficientes en la descripción del crecimiento de animales de carne de razas europeas (Goonewardene *et al.*, 1980), mientras en animales Holsteín en condiciones tropicales los modelos intrínsecamente lineales han sido superiores a los exponenciales, como el de Gompertz (Menchaca, 1991). Los resultados de Solano (1993) demostraron que bajo condiciones de lecherías de altura en Costa Rica, los modelos Brody y Richards fueron los más eficientes en la descripción del crecimiento de novillas Holsteín y Jersey.

Los objetivos del presente trabajo fueron: 1. Seleccionar el modelo matemático de mejor ajuste a las curvas de crecimiento de novillas de reemplazo de las razas Holsteín y Jersey criadas en las lecherías de Costa Rica; 2. Realizar un diagnóstico del crecimiento de las novillas en la población a través de la obtención de las curvas de crecimiento típicas para ambas razas, tanto a nivel promedio o estándar como para diferentes situaciones climatológicas del país; y 3. Construir curvas de crecimiento referenciales para las condiciones locales.

## Materiales y Métodos

### *Descripción y edición de la base de datos*

El análisis fue realizado utilizando una base de datos de 20 310 observaciones de peso, correspondientes a 4 264 novillas de raza Holsteín procedentes de 80 hatos y 9 510 observaciones de peso de 1 689 novillas de raza Jersey de 51 fincas. Dichas observaciones

correspondieron a edades entre 1 y 104 semanas, las cuales fueron recopiladas entre 1988 y 1994 en fincas ubicadas en tres zonas lecheras de Costa Rica: 1. San Carlos, 2. Cañas y 3. Zona volcánica central. Las observaciones de peso fueron extraídas de la base de datos central de VAMPP (Veterinary Automated Management and Production Control Program) (Noordhuizen y Buurman, 1984) del Proyecto Salud de Hato de la Escuela de Medicina Veterinaria de la Universidad Nacional de Costa Rica. Los pesos fueron medidos directamente con balanzas (mecánicas o electrónicas) o estimados a través de la medición del perímetro torácico, utilizando cintas métricas estandarizadas para cada raza. Se desconoció la proporción de observaciones tomadas bajo cada método. Los pesajes fueron realizados por los propios ganaderos, excepto en 19 fincas donde fue por técnicos de la Universidad utilizando una romana electrónica.

Para verificar y aumentar la confiabilidad de la base de datos, se eliminaron los pesos cuyo valor tipificado fuese mayor o menor a 2.5 desviaciones estándar con respecto a la media de peso de su correspondiente edad en semanas, siendo éstas consideradas observaciones procedentes de errores de registro. Una vez editada la base de datos, se estimaron las curvas promedio de crecimiento para ambas razas a través del cálculo de las medias de peso por cada semana de edad desde 1 hasta 104. Posteriormente fueron calculadas las curvas promedio para cada zona de vida y para grupos de observaciones pertenecientes a dos periodos de nacimiento: 1988-1991 y 1992-1995.

### ***Selección del modelo de mejor ajuste y generación de curvas estándar poblacionales por raza***

Las curvas promedio\* poblacionales de ambas razas fueron ajustadas a seis modelos matemáticos (Cuadro 1), cinco de ellos modelos exponenciales de bases e y el otro un modelo intrínsecamente lineal en escala logarítmica.

El ajuste de las curvas promedio a los modelos matemáticos fue realizado a través del algoritmo de Marquardt, utilizando el programa de modelos no lineales (NLIN) del sistema SAS (1988). Para el modelo Men, las medias de peso por semana de edad fueron transformadas a la función logarítmica con el objetivo de estandarizar las varianzas, según la metodología descrita por López y Menchaca (1991). Los valores predichos de peso para cada semana fueron calculados según los parámetros de cada modelo y a partir de éstos fueron calculados los valores residuales (Res), según la fórmula:

$$\text{Res} = \bar{x}_1 - \hat{x}_1 \quad (1)$$

A partir de estos residuales fueron derivadas las siguientes estadísticas de bondad de ajuste: El Error Medio de Predicción (EMP) a través de la fórmula:

$$\text{EMP} = \sum (\text{res}_i / \bar{x}_i) * 100 / n \quad (2)$$

como estimador del error global de predicción; la Desviación Estándar (DE) y el Rango (RA) de los residuales. Con el objetivo de estimar errores sistemáticos de ajuste, se probó la hipótesis de la existencia de correlaciones diferentes de cero, a través del cálculo de la estadística de Durbin-Watson (SAS, 1988) según la siguiente fórmula:

$$\text{DW} = \sum_{i=2} (\text{Res}_i - \text{Res}_{i-1})^2 / \sum_{i=1} \text{Res}_i^2 \quad (3)$$

En el modelo Men, estas estadísticas fueron calculadas de los residuales en escala logarítmica transformados a la escala normal, corrigiendo el sesgo según las metodologías utilizadas por Menchaca (1991). Por último, un análisis de varianza fue realizado con el objetivo de calcular las sumas de cuadrados residuales (Scres), de regresión (Screg) y corregidas (Scorr) de las cuales se calculó el coeficiente de determinación  $R^2$  según la siguiente fórmula:

$$R^2 = 1 - [(Scorr - Screg) / Scorr] \quad (4)$$

#### *Generación de curvas por zona*

Dada la gran variación climatológica observada dentro de las zonas estudiadas, y ya que uno de los objetivos de este trabajo era el obtener curvas referenciales apropiadas para cada situación ambiental, la división según zonas geográficas no pareció apropiada. Por esta razón, fue necesario realizar un agrupamiento de las observaciones de peso según el clima prevaleciente en las fincas donde fueron criadas las novillas. Este agrupamiento se hizo siguiendo la clasificación por zonas de vida según Holdridge (1987) como sigue: Bosque muy húmedo (bmh), Bosque seco (bs), Bosque pluvial (bp) y Bosque húmedo (bh). Una vez hecho el agrupamiento, las medias de peso para cada semana de edad entre 1 y 104 fueron calculados, obteniéndose las curvas promedio reales para cada raza dentro de cada zona de vida. Dichas curvas fueron posteriormente ajustadas al modelo de Brody usando la misma metodología utilizada en el ajuste de las curvas promedio poblacionales. Las mismas estadísticas de potencialidad de ajuste fueron también calculadas con el

objetivo de cuantificar la precisión de los estimados de cada curva.

### **Resultados y Discusión**

#### *Selección del modelo de mejor ajuste y generación de curvas estándar poblacionales por raza*

En el Cuadro 2 se muestran los parámetros y las estadísticas de potencialidad de ajuste de cada función utilizada en el ajuste de las curvas promedio de crecimiento poblacionales de ambas razas. Como se puede observar, todos los modelos poseen una alta precisión de ajuste con base en el comportamiento general de todos los criterios calculados. El coeficiente de determinación mostró pequeñas variaciones a través de los modelos estudiados, siendo siempre superiores a 0.98, lo que indica que una alta proporción de la variación observada fue explicada por los modelos matemáticos. Las estadísticas de ajuste provenientes de los residuales: EMP, DE y RA y la estadística de Durbin-Watson (Figura 1) mostraron, por el contrario, variaciones mayores a través de los modelos. Esto indica diferencias en la precisión de ajuste y la existencia de diferentes magnitudes de correlación entre residuales a través de toda la curva de crecimiento.

En términos generales, las funciones de Brody y Richards mostraron poseer mayores potencialidades de ajuste al ser superiores en todos los criterios. Sin embargo, la primera fue ligeramente superior a la segunda en las estadísticas de residuales EMP, DE y RA, mientras la función de Richards fue superior a la

de Brody en el estadígrafo DW en la raza Jersey, al obtener un valor más cercano a 2, lo cual demuestra una menor probabilidad de correlación de residuos y, por tanto, menor probabilidad de errores sistemáticos de ajuste.

Las diferencias en los valores de EMP y DW son fácilmente comprobables en la graficación de los residuales a través de toda la curva de crecimiento (Figura 2), observándose que las magnitudes de residuos para las funciones Ri y Br son inferiores a las demás. Por otro lado, en ambos modelos los residuales se desplazan entre positivos y negativos en forma aleatoria, mientras en las otras funciones se observan desplazamientos hacia negativo o positivo en segmentos de las curvas, indicando una correlación entre residuales considerables y, por tanto, errores sistemáticos de ajuste. También se desprende de esta figura que, en general, las magnitudes de los residuales aumentaron conforme aumentó la edad de la predicción. Esto probablemente se debió al aumento de la varianza del peso conforme aumentó la edad, resultados que coinciden con las observaciones de López y Menchaca (1989). Por otro lado, una subestimación del peso al nacimiento fue observada en el ajuste de las funciones Ri y Br, mientras una sobrestimación se dió en las funciones Be, Go y Lo (Figura 2).

Con respecto a los parámetros de las curvas, los estimadores del peso asintótico (a) mostraron una gran variación dentro de cada raza, observándose valores desde 311 y 386 hasta 477 y 578 kg en Jersey y Holstein, respectivamente. Esta variación podría deberse a la carencia de observaciones de peso a edades mayores de 24 meses, por lo que estos estimados no pueden ser

interpretados como estimador del peso adulto.

Con base en estos resultados, el modelo de Brody fue seleccionado como el modelo óptimo para representar el crecimiento para ambas razas. En la Figura 3 se muestran las curvas de estándar de crecimiento estimadas según el modelo Br para ambas razas.

Estos resultados son coincidentes a los observados por Solano (1993), los cuales correspondieron al ajuste de curvas de crecimiento promedio de las mismas razas de fincas pertenecientes a una zona de altura de Costa Rica. Aquellas observaciones también señalaron la superioridad de los modelos Br y Ri. Sin embargo, en estas investigaciones se observaron estadísticas de residuales y valores de DW mayores y más lejanos de 2, respectivamente, debido probablemente al menor número de observaciones utilizadas en el cálculo de las curvas promedio. Los resultados de Goonewardene *et al.* (1980) también mostraron que los modelos Ri y Br fueron los más eficientes en el ajuste de curvas de crecimiento de razas de carne europeas. Se observó que la transformación a la función logarítmica y el ajuste del modelo propuesto por Menchaca (1991), a pesar de mostrar buena precisión de ajuste, fue inferior a los modelos exponenciales con excepción del modelo Log.

### ***El crecimiento por zonas***

Al igual que en el ajuste de las curvas poblacionales, el modelo de Brody mostró un ajuste satisfactorio en cada una de las curvas de crecimiento por zona de vida (Cuadro 3). En éstas se observaron aumentos en los valores de EMP, DE y Ra y reducciones en el coeficiente de

determinación relativo a las curvas poblacionales como consecuencia de la disminución del número de observaciones utilizadas en el cálculo de las medias de peso por semana de edad. Referente a las correlaciones de residuales, el coeficiente de DW no se evalúa con respecto a su cercanía al cero, sino a 2, donde valores cercanos indican menores correlaciones entre residuales. En el caso de Bh y Bs en Jersey hubo una disminución en las correlaciones, ya que los estimados de DW son más cercanos de 2 que su respectivo valor en la curva poblacional, mientras en el caso de bmh y bp hubo un aumento. En la Holstein todas las curvas excepto bp mostraron disminución, ya que los valores de 1.92, 1.99 y 1.67 son más cercanos a 2 que 1.51 obtenido en la curva poblacional de esa raza. En la Figura 4 se observan las curvas de crecimiento de cada zona para ambas razas, evidenciando que en la raza Jersey existen menores diferencias atribuibles a factores de ubicación climatológica de la finca. Sin embargo, al igual que en la Holstein, donde las diferencias fueron mucho más evidentes, los animales que crecieron en la zona bs mostraron tener los crecimientos más bajos de la población, mientras los criados en la zona bh mostraron los crecimientos superiores. Fueron menores las diferencias observadas entre los crecimientos medios de las zonas bmh y bp.

#### ***El crecimiento a través de años de nacimiento***

En la Figura 5 se observa la evolución del ritmo de crecimiento a través de los dos períodos de evaluación, mostrando sólo un pequeño incremento de la velocidad de crecimiento en el

segundo. Esto puede ser el resultado de pocos cambios en los sistemas de manejo utilizados durante la fase de crianza en las fincas y a la escasa atención de los ganaderos hacia el mejoramiento del manejo de las novillas de reemplazo. Los resultados de Solano (1993) demostraron que en fincas intensivas de altura de Costa Rica, el componente de crianza era el de menor interés por parte de los ganaderos en lo que se refiere a su evaluación y mejoramiento.

### **Conclusiones**

Los modelos exponenciales de base e, particularmente el Br, son los más eficientes en la descripción del crecimiento de las novillas de reemplazo para las condiciones locales. Las curvas por zonas de vida demuestran que existen diferencias considerables en el crecimiento según la situación climatológica de las fincas y, por ende, un estándar de crecimiento poblacional tiene un valor referencial limitado. Las curvas de crecimiento por años de nacimiento muestran los pocos progresos alcanzados hasta el momento en el mejoramiento de los sistemas de crianza de las novillas de reemplazo en Costa Rica.

### **Literatura Citada**

- Fitzhugh, H. A., Jr. 1976. Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. *J. Anim. Sci.* 42:1036.
- Foldager, J and K. Sejrsen. 1987. Mammary gland development and

- milk production in dairy cows in relation to feeding and hormone manipulation during rearing. In *Cattle Production Research. Danish Status and Perspectives*. Landhusholdningsselskabets Forlag. Copenhagen, pp. 102-116.
- Goonewardene, L. A., R. T. Berg, and R. T. Hardin. 1980. A growth study of beef cattle. *Can. J. Anim. Sci.* 61:1041.
- Heindriech, A. J. 1993. Raising dairy replacements to meet the needs of the 21st century. *J. Dairy Sci.* 76:3179.
- Heindriech, A. J. and G. L. Hargrove. 1987. Standards of weight and height for Holstein heifers. *J. Dairy Sci.* 70:653.
- Heindriech, A. J. and G. L. Hargrove. 1991. Standards of weight and height for Guernsey and Jersey heifers. *J. Dairy Sci.* 74:1684.
- Heindriech, A. J. and G. L. Hargrove. 1994. Standards of weight and height for Ayrshire, Brown Swiss and Milking Shorthorn heifers. *J. Dairy Sci.* 77:1676.
- Holdridge, L. R. 1987. *Ecología basada en zonas de vida*. Trad. Por Humberto Jiménez Saa. San José, Costa Rica. IICA, 216 p.
- Johnsson, I. D. 1988. The effect of prepubertal nutrition on lactation performance by dairy cows. In P. C. Garnsworthy (ed). *Nutrition and Lactation in the Dairy Cow*. Butterworths, Nottingham. pp 171-192.
- López, V. y M. A. Menchaca. 1989. Caracterización estadística del crecimiento de terneros y novillas a través del comportamiento del peso. *Rev. Cubana Cienc. Agríc.* 23:117.
- Menchaca, M. A. 1991. Modelado del crecimiento en peso de bovinos. I. Un modelo intrínsecamente lineal para la representación del crecimiento. *Rev. Cubana Cienc. Agríc.* 25:125.
- Noordhuizen, J. P. T. M. and J. Buurman. 1984. Veterinary automated management and production control programme for dairy farms (VAMPP). The application of MUMPS for data processing. *Vet. Quart.* 6:62.
- SAS. 1988. *SAS/STAT User's Guide*. (Release 6.03). SAS Inst., Inc., Cary, North Carolina.
- Solano, C. E. 1993. La crianza de novillas de reemplazo en fincas lecheras de altura de la zona de Poás, Costa Rica: El crecimiento preparto y la subsecuente producción de leche. Tesis de Maestría en Producción Animal Tropical. Facultad de Medicina Veterinaria y Zootecnia, Universidad Autónoma de Yucatán, México.

Cuadro 1. Modelos matemáticos utilizados en el ajuste de curvas de crecimiento de las razas Holstein y Jersey en Costa Rica

Modelo	Ecuación
*Brody (Br)	$Y_t = a(1 - be^{-kt})$
*Bertalanffy (Be)	$Y_t = a(1 - be^{-kt})^3$
*Logístico (Log)	$Y_t = a(1 - be^{-kt})^{-1}$
*Ricards (Ri)	$Y_t = a(1 - be^{-kt})^m$
*Gompertz (Go)	$Y_t = a \exp(-be^{-kt})$
**Menchaca (Men)	$Y_t = A \exp(Bt + Ct^2 + Dt^3)$

\*Fitzhugh, 1976

\*\*Menchaca, 1991

donde:

- $Y_t$  = peso observado a t edad  
 $a$  = peso maduro o valor asintótico  
 $b$  = constante de integración para  $Y \neq 0$  y  $t \neq 0$   
 $k$  = tasa de maduración  
 $m$  = punto de inflexión ( $m = 3$  en Be,  $m = -1$  en Log)  
 $ABCD$  = parámetros desconocidos (función de Menchaca)

Cuadro 2. Estadísticas de bondad de ajuste de seis modelos matemáticos a las curvas de crecimiento de la raza Holstein y Jersey en Costa Rica

Modelo	a(A)	b(B)	k(C)	m(D)	R <sup>2</sup>	EMP	DE	RA	DW
<i>Jersey</i>									
Brody	477.3	0.954	.0096068		.9979	2.2	2.5	14	2.32
Richards	373.2	-0.651	.0197656	-.431674	.9973	2.8	2.5	12	1.85
Bertalanffy	361.4	0.548	.0219060		.9971	3.0	2.6	12	1.69
Gompertz	340.8	2.202	.0278103		.9959	4.0	2.9	12	1.97
Menchaca	3.4	0.072	-.000896	.0000041	.9951	3.3	4.5	22	0.69
Logístico	311.7	5.606	.0451073		.9910	6.7	4.3	18	0.55
<i>Holstein</i>									
Brody	578.3	0.944	.0098389		.9978	1.8	3.3	18	1.51
Richards	576.3	-0.936	.0100567	-.972798	.9978	1.9	3.3	18	1.52
Bertalanffy	446.2	0.532	.0216731		.9969	2.8	3.4	18	1.08
Gompertz	421.6	2.117	.0273851		.9958	3.7	4.0	20	.079
Menchaca	3.8	0.068	-.000845	.0000038	.9947	3.5	4.9	27	0.46
Logístico	386.1	5.223	.0441834		.9913	6.0	5.7	23	0.38

Cuadro 3. Parámetros y estadísticas de bondad del modelo de Brody a las curvas de crecimiento de novillas de reemplazo de cuatro zonas de vida en Costa Rica

Zona de vida	n	n	a	b	k	R <sup>2</sup>	EMP	DE	RA	DW
<i>Jersey</i>										
1 (Bh)	165	546	541.6	0.977	.0089558	.9747	6.7	10	42	1.84
2 (Bs)	66	337	510.5	0.983	.0085583	.9787	7.3	7.6	34	1.88
3 (bmh)	680	4438	441.8	0.940	.0109430	.9948	2.7	3.7	18.5	2.55
4 (bp)	778	4189	520.7	0.964	.0083257	.9961	2.8	3.5	19	2.41
<i>Holstein</i>										
1 (Bh)	428	1252	571.3	0.952	.0112640	.9703	5.5	14	94	1.92
2 (Bs)	48	140	398.8	0.980	.0165146	.7804	11	243	103	1.99
3 (bmh)	1659	9504	591.7	0.939	.0092230	.9962	2.2	4.0	20.4	1.67
4 (bp)	2129	9414	589.9	0.950	.0097214	.9964	2.4	4.3	21	1.38

n = número de observaciones.

n(ani) = número de animales.

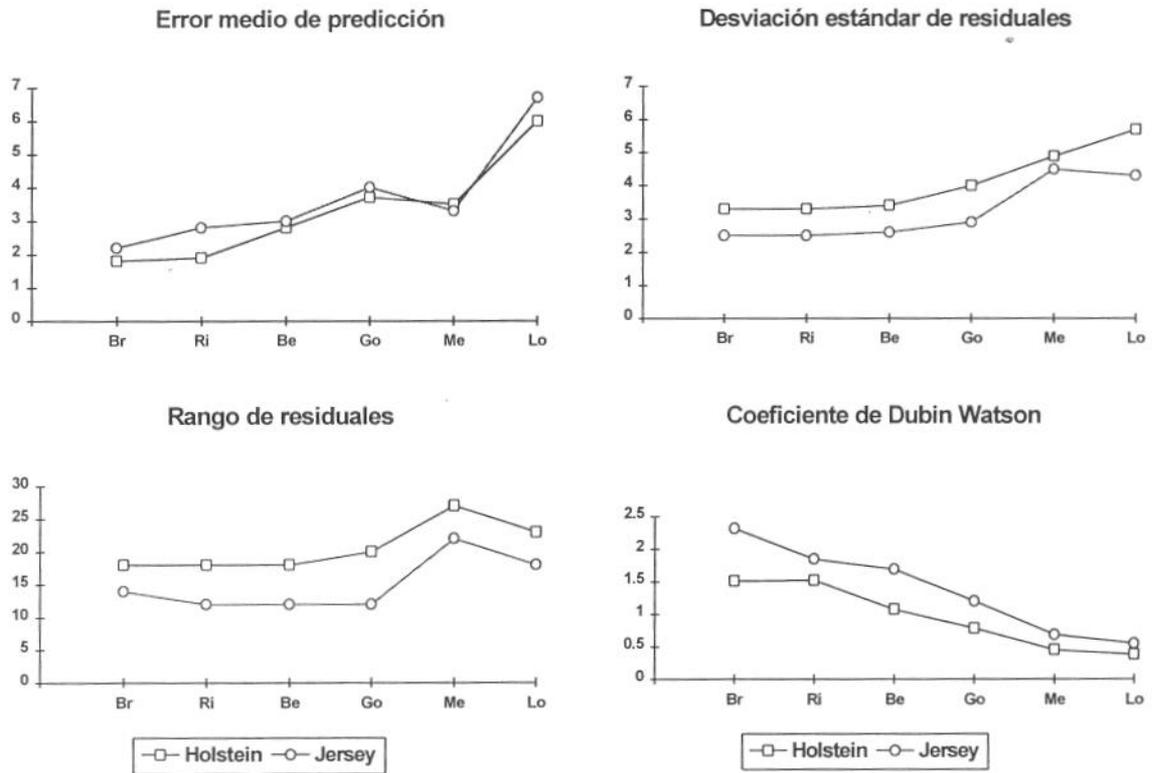


Figura 1. Comportamiento de las estadísticas de bondad de ajuste de seis modelos matemáticos a las curvas promedio poblacionales

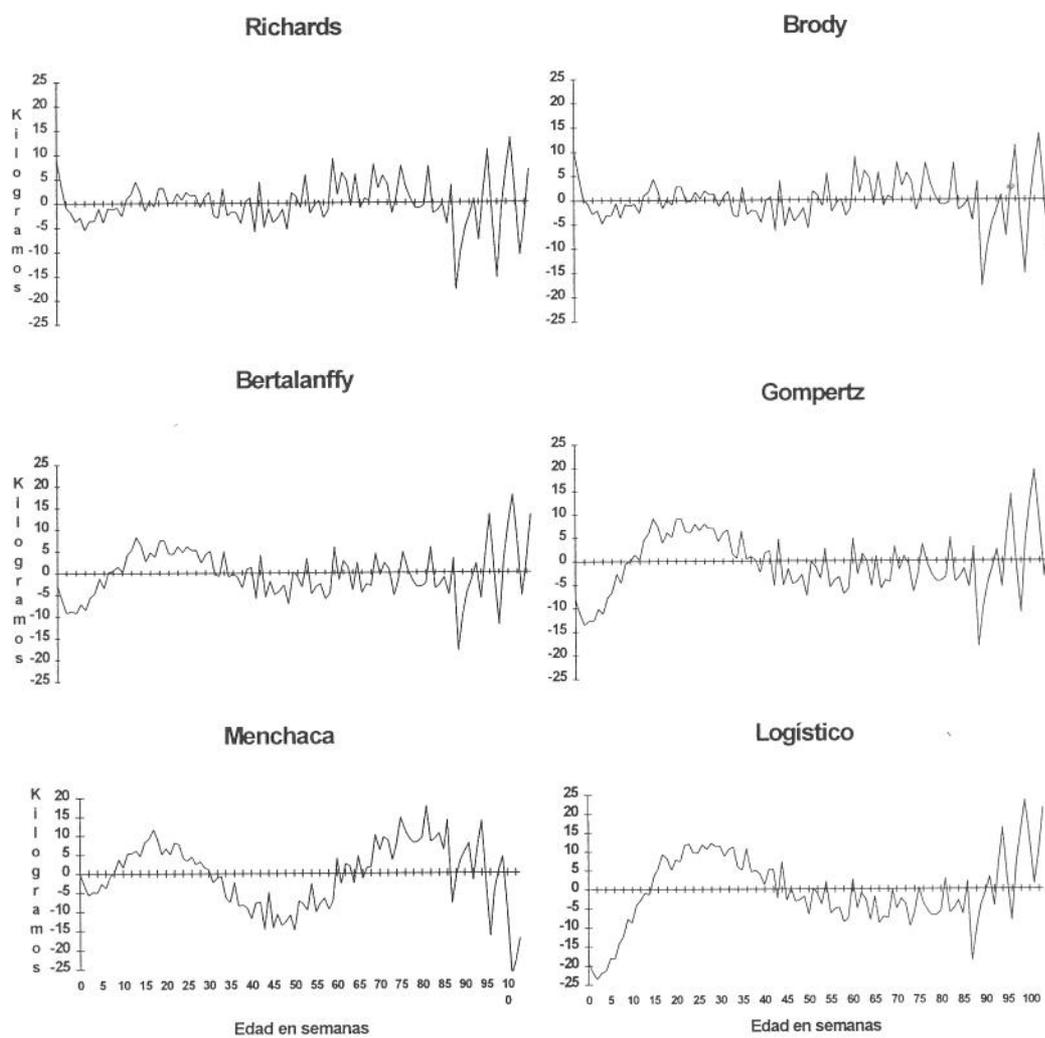


Figura 2. Gráficos de residuales para los seis modelos matemáticos en el ajuste de la curva poblacional de la raza Holstein en Costa Rica

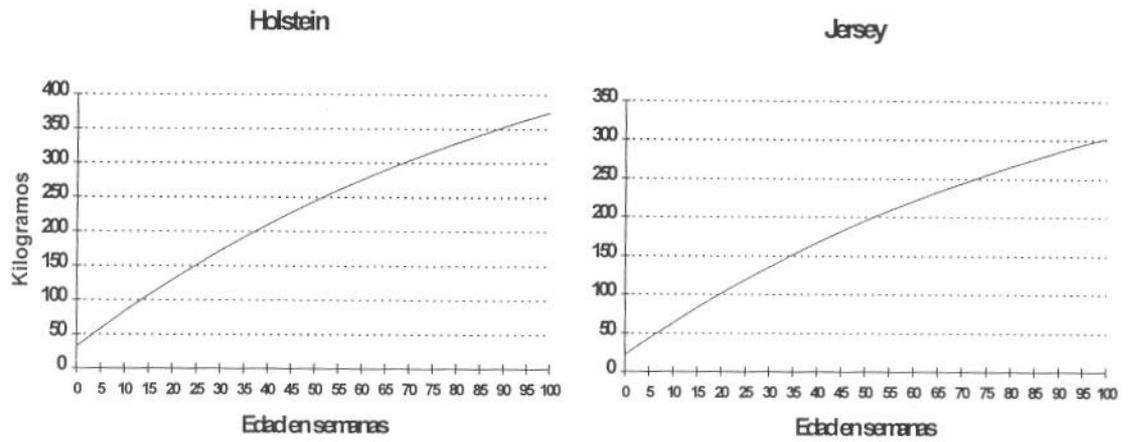


Figura 3. Curvas estándar de crecimiento para la raza Holstein y Jersey en Costa Rica

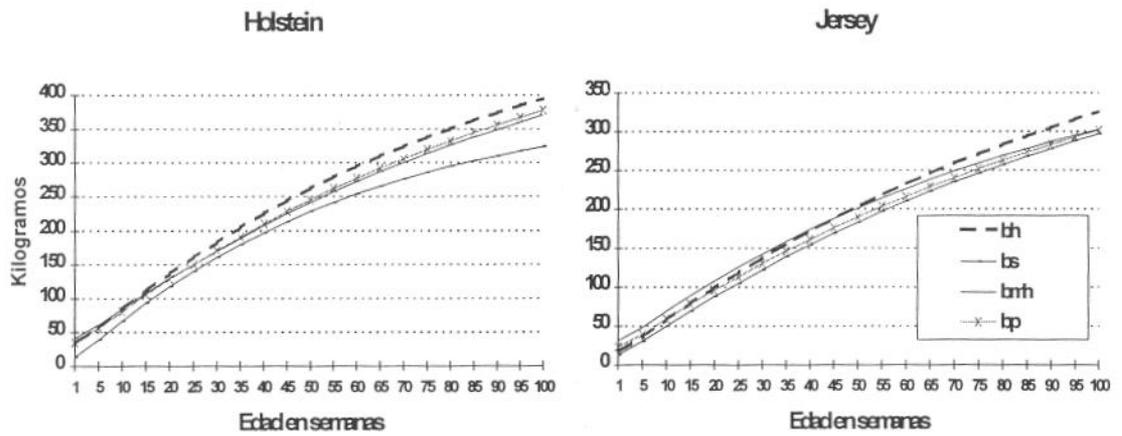


Figura 4. Curvas de crecimiento por zona de vida para la raza Holstein y Jersey en Costa Rica

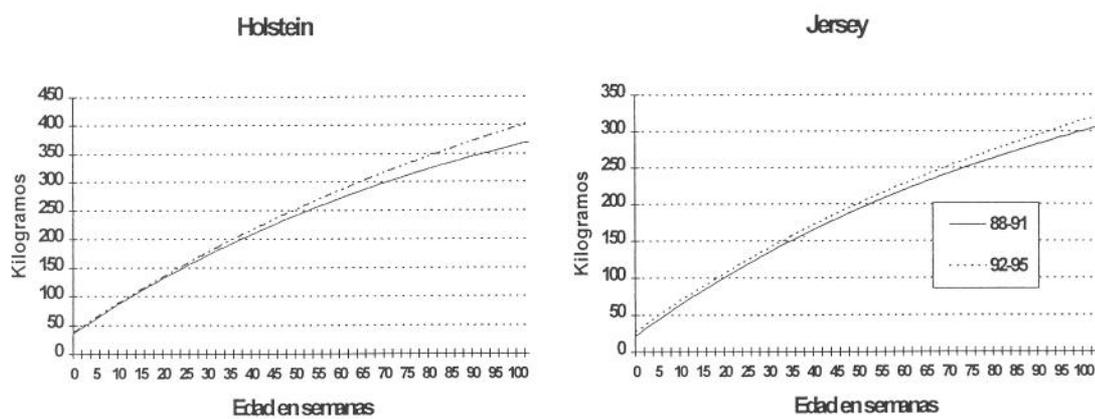


Figura 5. Curvas de crecimiento según grupo de años de nacimiento para la raza Holstein y Jersey en Costa Rica