



Evaluation of fish density influence on the growth of the spotted rose snapper reared in floating net cages using growth models and non-parametric tests

Evaluación de la influencia de la densidad de siembra de peces en el crecimiento del pargo flamenco cultivado en jaulas flotantes usando modelos de crecimiento y pruebas no paramétricas

Jesús Jurado-Molina¹, Carlos Humberto Hernández-López^{2*}, Crisantema Hernández³

¹ Global Grupo de Gestión e Investigación en Ciencias y Tecnologías Marinas, Ambiente, Desarrollo Social y Alimentación, AC, 82128 Mazatlán, Sinaloa, Mexico.

² Departamento Académico de Ingeniería en Pesquerías, Tecnológico Nacional de México, Campus Mazatlán, 82070 Mazatlán, Sinaloa, Mexico.

³ Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, AC, Unidad Mazatlán, 82112 Mazatlán, Sinaloa, Mexico.

* Corresponding author. E-mail: carlosh.hdez@hotmail.com

ABSTRACT. In commercial fish farming, growth performance is the most influential factor in economic profitability; so, biomass optimization has become a growing concern. We analyzed the influence of 3 harvest densities (15, 20, and 22 kg·m⁻³) on the growth of spotted rose snappers reared in floating net cages during a production cycle. To assess the impact of stocking density on growth performance, we used 2 indicators: final total length-at-age (12 months) and the growth rate estimated from growth models (von Bertalanffy, logistic, and Gompertz). For the first indicator, we tested for normality. We did the Kruskal–Wallis and the post hoc Kruskal–Wallis tests to compare the mean total final length from each density. Accordingly, the means of densities D15 and D20 were the same (P value = 0.22). For the second indicator, we fitted the models with the subroutine *optim* of the R statistical package using the L-BFGS-B algorithm. Model selection was made with the Akaike and the Bayesian information criteria. Both criteria suggested that the logistic model fitted the data best. With the best model (logistic), we did 1,000 bootstrap simulations for each density scenario to determine the distribution of the maximum likelihood estimation for the instantaneous growth rate. Because the estimates were normally distributed, we used ANOVA to test the equality of the instantaneous growth. The Tukey HSD test suggested that all means were statistically different from each other. The fastest growth rate ($K = 0.275$) corresponded to the cage with a density of 20 kg·m⁻³. These findings demonstrate that the logistic model can predict the growth of spotted rose snappers under culture conditions using floating net cages. These results strengthen the productive potential and economic profitability of snapper aquaculture using floating cage and may help the start of commercial scale aquaculture.

Key words: cage culture, growth models, density, snapper, mariculture.

RESUMEN. En la piscicultura, el crecimiento es el factor más influyente en la rentabilidad económica. Por tanto, optimizar la biomasa es una preocupación creciente. Se analizó la influencia de 3 densidades de cosecha (15, 20 y 22 kg·m⁻³) en el crecimiento del pargo flamenco cultivado en jaulas flotantes. Para evaluar el impacto de la densidad de población en el crecimiento, usamos 2 indicadores: la longitud total final por edad (12 meses) y la tasa de crecimiento estimada a partir de modelos de crecimiento (von Bertalanffy, logístico y Gompertz). Para el primer indicador, evaluamos la normalidad. Realizamos la prueba de Kruskal-Wallis para comparar la longitud media total final asociada a cada densidad, seguido de una prueba de Kruskal-Wallis *post hoc*. Los resultados sugieren que las medias de las densidades D15 y D20 fueron estadísticamente iguales (valor de $P = 0.22$). Para el segundo indicador, ajustamos los modelos con el paquete estadístico R (algoritmo L-BFGS-B). El modelo se seleccionó con los criterios de información de Akaike y Bayesiano. Ambos criterios sugirieron que el modelo logístico se ajustó mejor a los datos. Con el modelo logístico, hicimos 1,000 simulaciones *bootstrap* para cada densidad para determinar la distribución de la estimación de máxima verosimilitud para la tasa de crecimiento instantáneo. Como las estimaciones tuvieron distribución normal, usamos un ANDEVA para probar la igualdad del crecimiento instantáneo. La prueba diferencia significativa honesta de Tukey sugirió que todas las medias eran estadísticamente diferentes. La tasa de crecimiento más alta ($K = 0.275$) correspondió a la densidad de 20 kg·m⁻³. Estos hallazgos demuestran que el modelo logístico puede predecir el crecimiento del pargo flamenco en condiciones de cultivo. Estos resultados fortalecen el potencial productivo y la rentabilidad económica de la acuicultura de pargos en jaulas flotantes y pueden ser el comienzo de la acuicultura a escala comercial.

Palabras clave: cultivo en jaulas, modelos de crecimiento, densidad de siembra, pargo, maricultura.



©Jesús Jurado-Molina, Carlos Humberto Hernández-López, Crisantema Hernández.

This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License \(CC BY 4.0\)](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which allows you to share and adapt the work, as long as you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons license, and indicate if changes were made. Figures, tables, and other elements in the article are included in the article's CC BY 4.0 license, unless otherwise indicated. You must seek permission from the copyright holder for use of material not covered by this license. The journal title is protected by copyrights owned by Universidad Autónoma de Baja California, and the journal title and logo are not subject to this license.

INTRODUCTION

Cage culture represents a sustainable alternative in world aquaculture. It is a technology with potential for fish production. Several fish species of commercial interest have been assessed to know their potential for farming in these systems (Islam et al. 2016). In Mexico, aquaculture research on cage culture has focused on marine fish (Álvarez-Lajonchere et al. 2012), particularly the white Snook, *Centropomus viridis* (Ibarra-Castro et al. 2017), and snappers (Martínez-Brown et al. 2018).

Farming of spotted rose snapper (SRS) (*Lutjanus guttatus*) in floating net cages began in Mexico in the 1990s in Sonora (SEPESCA 1994). It is one of the cultures with the greatest development given the controlled production of its culture cycle and other technological advances. Another important factor is its high productive yield compared with land production systems (Hernández et al. 2015).

SRS has been identified as one of the best prospects for large-scale commercial cage culture. Some biological, technical, and economic processes have been well documented: hatchery and larval rearing (Abdo de la Parra et al. 2015), feeding (Silva-Carrillo et al. 2012), growth rate (Hernández et al. 2015), and bioeconomic analysis (Martínez-Cordero et al. 2017). In commercial farming, growth performance is the most influential factor to achieve economic profitability. Despite the knowledge gained on this species about its growth rate in net cages, it is important to know its limits and establish a growth model that maximizes production efficiency. Currently, different models are available for estimating individual growth, which estimates the mean individual body growth (Baer et al. 2011). Today, the most commonly applied model in fisheries and aquaculture is the von Bertalanffy growth model (Katsanevakis and Maravelias 2008). There are other commonly used models, such as the Gompertz growth model (Gompertz 1825), the Schnute-Richards model (Schnute and Richards 1990), the logistic model (Ricker 1975), and the Schnute growth model (Schnute 1981). The Schnute model is a general model that incorporates the von Bertalanffy, Gompertz, Schnute-Richards, and logistic models as special cases. Model selection requires the use of the Akaike's information criterion (AIC) (Akaike 1973) and the Bayesian information criterion (BIC) (Schwarz 1978). This approach has been recommended as a better and more reliable alternative to traditional approaches (Katsanevakis and Maravelias 2008). When data support evidence to set more than one model, it is possible to build average model best fits or even all candidate models as a better alternative to describe the growth of a species. This is called multimodel inference (Katsanevakis and Maravelias 2008) and it has been used often (Ansah and Frimpong 2015). Application of multimodel inference to select a model for a specific data collection reduces the uncertainty of model selection. To our knowledge Castillo-Vargasmachuca et al. (2018) is the only research focused on the application of

INTRODUCCIÓN

El cultivo de peces en jaulas representa una alternativa sostenible dentro de la acuicultura mundial. Es una tecnología con potencial para la producción piscícola. Se han evaluado varias especies de peces de interés comercial para conocer su potencial de cultivo en este tipo de sistemas (Islam et al. 2016). En México, la investigación acuícola sobre cultivos en jaulas se ha centrado en peces marinos (Álvarez-Lajonchere et al. 2012), particularmente en el robalo blanco, *Centropomus viridis* (Ibarra-Castro et al. 2017), y pargos (Martínez-Brown et al. 2018).

El cultivo de pargo flamenco (PF) (*Lutjanus guttatus*) en jaulas flotantes inició en México en la década de 1990 en Sonora (SEPESCA 1994). Es uno de los cultivos con mayor desarrollo, debido a la producción controlada de su ciclo de vida y otros avances tecnológicos. Otro factor importante es su alto rendimiento productivo en comparación con los sistemas de producción en tierra (Hernández et al. 2015).

El PF ha sido identificado como uno de los mejores prospectos para el cultivo comercial en jaulas flotantes. Algunos procesos biológicos, tecnológicos y económicos han sido bien documentados: cría de larvas y alevines (Abdo de la Parra et al. 2015), alimentación (Silva-Carrillo et al. 2012), tasa de crecimiento (Hernández et al. 2015) y análisis bioeconómicos (Martínez-Cordero et al. 2017). En la acuicultura comercial, el rendimiento del crecimiento es el factor más influyente para lograr la rentabilidad económica. A pesar del conocimiento adquirido sobre las tasas de crecimiento en jaulas flotantes de este recurso, es importante conocer sus límites y establecer un modelo de crecimiento que maximice la eficiencia productiva. Hoy en día, se encuentran disponibles diferentes modelos para la estimación del crecimiento individual, el cual estima el crecimiento corporal medio de un individuo (Baer et al. 2011). En la actualidad, el modelo que se aplica con mayor frecuencia en la pesca y la acuicultura es el modelo de crecimiento de von Bertalanffy (Katsanevakis y Maravelias 2008). Hay otros modelos comúnmente utilizados, como el modelo de crecimiento de Gompertz (Gompertz 1825), el modelo de Schnute-Richards (Schnute y Richards 1990), el modelo logístico (Ricker 1975) y el modelo de crecimiento Schnute (Schnute 1981). El modelo de Schnute es un modelo general que incorpora los modelos de crecimiento de von Bertalanffy, Gompertz, Schnute-Richards y logístico como casos especiales. La selección del modelo requiere el uso del criterio de información de Akaike (AIC) (Akaike 1973) y el criterio de información Bayesiano (BIC) (Schwarz 1978). Este enfoque ha sido recomendado como una mejor alternativa y más confiable que los enfoques tradicionales (Katsanevakis y Maravelias 2008). Cuando los datos apoyan la evidencia para establecer más de un modelo, es posible construir el modelo promedio que mejor se ajuste a los datos o, incluso, todos los modelos candidatos como una mejor alternativa para describir el crecimiento de una especie. Esto es llamado

growth models for SRS reared in a hatchery and cultured in floating net cages.

The present study compares the performance of the von Bertalanffy model, the logistic growth model, and the Gompertz model in predicting SRS growth in a complete production cycle of organisms reared in a hatchery and fattened in net cages at different densities in a pilot commercial farm. Results from this study will increase our knowledge regarding the aquaculture of SRS in cages and its potential technical implications.

MATERIALS AND METHODS

We implemented a floating net cage system, located at the Isla de la Piedra Beach ($23^{\circ}10'45.5''$ N, $106^{\circ}24'29''$ W), as part of a pilot study on the effect of 3 harvest densities on growth performance and profitability of hatchery-reared SRS, for a period of 360 days and a complete production cycle. We built 3 circular floating net cages, 2 with a diameter of 9 m and a depth of 3.5 m and 1 with a diameter of 9 m and a depth of 4.5 m, using extruded high density polyethylene.

The 39,120 hatchery-reared SRS juveniles (60 days old) with an initial mean weight of 14.0 ± 4.9 g and an initial total length of 10.8 ± 1.2 cm were obtained from the rearing facilities of the Research Center for Food and Development (CIAD, for its acronym in Spanish), Sinaloa, Mexico. These organisms were randomly distributed and stocked at 3 initial harvest densities, one for each cage: $15 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D15 = 9,300 fingerlings), $20 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D20 = 12,340 fingerlings), and $22 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D22 = 17,480 fingerlings). The mean survival was 95% for all densities; we estimated it through a daily collection by scuba diving, and we counted dead fish from the surface and the bottom of each cage.

Water quality was evaluated daily inside all cages (Hernández et al. 2016). We measured water temperature ($^{\circ}\text{C}$) and dissolved oxygen (DO, $\text{mg}\cdot\text{L}^{-1}$) with a YSI meter (model 85); water temperature ranged from 16.0 to 31.0°C (mean = 27.3°C) and DO ranged from 4.3 to $7.8 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$ (mean = $5.9 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$). Salinity was measured with an ATAGO salinometer and varied from 33.0 to 35.0. We measured pH with a digital pH meter (HANNA Instruments), and it ranged from 7.0 to 8.8 (mean = 7.8). The water ammonia nitrogen was determined using a YSI 9,000 photometer (ammonia starter kit, $0.0\text{--}1.0 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$). The cage conditions varied as follows (Hernández et al. 2016): water temperature ranged from 16.0 to 31.0°C (mean = 27.3°C), DO ranged from 4.3 to $7.8 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$ (mean = $5.9 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$), pH ranged 7.0 to 8.8 (mean = 7.8), and salinity ranged from 33.0 to 35.0. Nets were routinely cleaned by diving to maintain the water quality in the cages.

For 360 days, the fish were fed twice daily (8:00 AM and 4:00 PM) with a reference extruded diet, with sinking pellets containing 50% crude protein and 12% crude lipids. More details on the diet are found in Silva-Carrillo et al. (2012). Feed was supplied at 3% of biomass per day throughout the

inferencia multimodelo (Katsanevakis y Maravelias 2008) y, a menudo, se ha utilizado (Ansah y Frimpong 2015). La aplicación de la inferencia multimodelo para seleccionar un modelo para una colección de datos específicos reduce la incertidumbre de la selección de un modelo. Hasta donde conocemos, Castillo-Vargasmachuca et al. (2018) es la única investigación centrada en la aplicación de modelos de crecimiento para PF criado en laboratorios y cultivado en jaulas marinas flotantes.

El presente estudio comparó el desempeño del modelo de von Bertalanffy, el modelo de crecimiento logístico y los modelos de Gompertz en la predicción del crecimiento de PF para un ciclo completo de producción de organismos criados en laboratorio y engordados en jaulas flotantes a diferentes densidades en una granja a escala piloto comercial. Los resultados de este estudio incrementarán el conocimiento sobre la maricultura en jaulas de PF y sus potenciales implicaciones técnicas.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se implementó un sistema de jaulas flotantes, localizado en la playa Isla de la Piedra ($23^{\circ}10'45.5''$ N, $106^{\circ}24'29''$ W), como parte de un estudio piloto sobre el efecto de 3 densidades de cosecha en el rendimiento del crecimiento y la rentabilidad del PF criado en laboratorio y engordado en jaulas flotantes por un periodo de 360 días y/o un ciclo completo de producción. Se construyeron 3 jaulas flotantes circulares, 2 con un diámetro de 9 m y una profundidad de 3.5 m y otra jaula con un diámetro de 9 m y una profundidad de 4.5 m, utilizando polietileno de alta densidad.

Los 39,120 juveniles de PF criados en laboratorio (60 días de edad), con un peso medio inicial de 14.0 ± 4.9 g y una longitud total inicial de 10.8 ± 1.2 cm, se obtuvieron de las instalaciones del Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo (CIAD), Sinaloa, México. Los organismos se distribuyeron aleatoriamente y se sembraron en 3 densidades de cosecha inicial, una para cada jaula: $15 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D15 = 9,300 alevines), $20 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D20 = 12,340 alevines) y $22 \text{ kg}\cdot\text{m}^{-3}$ (D22 = 17,480 alevines). La supervivencia media, estimada mediante una recolección diaria con buceo y contando los peces muertos de la superficie y el fondo de cada jaula, fue del 95% para todas las densidades.

La calidad del agua se evaluó diariamente dentro de todas las jaulas (Hernández et al. 2016). Medimos la temperatura del agua ($^{\circ}\text{C}$) y el oxígeno disuelto (OD, $\text{mg}\cdot\text{L}^{-1}$) con un medidor YSI modelo 85; la temperatura del agua osciló entre 16.0 y 31.0°C (media = 27.3°C) y el OD osciló entre 4.3 y $7.8 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$ (media = $5.9 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$). La salinidad se midió con un salinómetro ATAGO y varió de 33.0 a 35.0. Medimos el pH con un medidor de pH digital (HANNA Instruments), y varió de 7.0 a 8.8 (media = 7.8). El nitrógeno amoniacal del agua se determinó usando un fotómetro YSI 9,000 (kit de inicio de amoníaco, $0.0\text{--}1.0 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$). Las condiciones de las jaulas variaron de la siguiente manera

experiment. Every 2 weeks we took samples to monitor and adjust the food ration according to the average weight and the total biomass in each cage.

Each month we sampled individuals from each cage and recorded the total length-at-age (TL) to the nearest millimeter. Particularly for the last month, we sampled a total of 284 organisms (74 for D15, 100 for D20, and 110 for D22). To assess the impact of stocking density on growth performance, we used 2 indicators: final TL at 12 months, which is a commonly used indicator (Lambert and Dutil 2001), and the growth rate estimated from the following growth models: von Bertalanffy, logistic, and Gompertz.

For the first indicator, we calculated the basic statistics (minimum, maximum, mean, standard deviation, and median) for each density and tested for normality (Shapiro–Wilk test). We then carried out the Kruskal–Wallis test to compare the mean final length (FL) associated with each density. The null hypothesis was rejected ($H_0: FL_{D15} = FL_{D20} = FL_{D22}$), so we did a post hoc Kruskal–Wallis test (Dunn test implemented in the FSA package from R).

For the second indicator, we used a different approach that has never been used in this type of analysis. To take into account model uncertainty, we modeled growth with 3 length-at-age models. The first one was the von Bertalanffy growth model (1957):

$$L_t = L_\infty(1 - e^{-K(t-t_0)}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

where L_∞ is the asymptotic length, K is the growth rate, t_0 is the time when length is equal to zero, and ε_i is an independent normal randomly distributed error [$N(0, \sigma^2)$]. The second model was the logistic growth model:

$$L_t = \frac{L_\infty}{(1 + e^{-K(t-I)})} + \varepsilon_i \quad (2)$$

where I is the age at the inflection point of the length curve. The third model was the Gompertz model (1825):

$$L_t = L_\infty e^{(-1/K)e^{-K(t-t_0)}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

We estimated the model parameters from equations 1–3 and their uncertainties using the maximum likelihood estimation (MLE) method (Kimura 1980); thus, the objective function was the negative log-likelihood (LL) (Hilborn and Mangel 1997):

$$-LL = \frac{n}{2} \ln(2\pi) + n \ln(\sigma) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{(L_i^{Obs} - L_i^{est})^2}{2\sigma^2} \right] \quad (4)$$

where σ^2 is the variance, n is the number of observations, L_i^{Obs} is the observed final length-at-age data, and L_i^{est} is the predicted final length-at-age. We implemented the models with the R statistical package (R core team 2019). Model fitting was carried out with the subroutine *optim* of the package R

(Hernández et al. 2016): la temperatura del agua osciló entre 16.0 y 31.0 °C (media = 27.3 °C), el OD osciló entre 4.3 y 7.8 mg·L⁻¹ (media = 5.9 mg·L⁻¹), el pH varió entre 7.0 y 8.8 (media = 7.8) y la salinidad varió entre 33.0 y 35.0. Los bolsos contenedores se limpiaban rutinariamente buceando para mantener la calidad del agua en las jaulas.

Durante 360 días, los peces fueron alimentados 2 veces al día (8:00 AM y 4:00 PM) con una dieta extruida, con pellets de hundimiento que contenían 50% de proteína cruda y 12% de lípidos crudos. Más detalles sobre la dieta se encuentran en Silva-Carrillo et al. (2012). El alimento se suministró al 3% de biomasa por día durante todo el experimento. Cada 2 semanas se tomaron muestras para monitorear y ajustar la ración de alimento de acuerdo con el peso promedio y la biomasa total en cada jaula.

Se tomaron muestras de peces mensualmente de cada jaula y se registró la longitud total por edad (LT) en milímetros. En particular durante el último mes, se muestreó un total de 284 organismos (74 para D15, 100 para D20 y 110 para D22). Para evaluar el impacto de la densidad de población en el desempeño del crecimiento, se usaron 2 indicadores: la LT final a la edad de 12 meses, que es un indicador comúnmente utilizado (Lambert y Dutil 2001), y la tasa de crecimiento estimada a partir de los siguientes modelos de crecimiento: von Bertalanffy, logístico y Gompertz.

Para el primer indicador, se calcularon las estadísticas básicas (mínimo, máximo, media, desviación estándar y mediana) para cada densidad y se verificó su normalidad (prueba de Shapiro-Wilk). Posteriormente se realizó la prueba de Kruskal-Wallis para comparar la longitud media final (LF) asociada a cada densidad. La hipótesis nula fue rechazada ($H_0: LF_{D15} = LF_{D20} = LF_{D22}$), por lo que se realizó una prueba post-hoc de Kruskal-Wallis (prueba de Dunn implementada en el paquete FSA de R).

Para el segundo indicador, se usó un enfoque diferente que nunca se había utilizado en este tipo de análisis. Para tomar en cuenta la incertidumbre del modelo, se modeló el crecimiento con 3 modelos de talla por edad. El primero fue el modelo de crecimiento de von Bertalanffy (1957):

$$L_t = L_\infty(1 - e^{-K(t-t_0)}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde L_∞ es la longitud asintótica, K es la tasa de crecimiento, t_0 es el tiempo cuando la longitud es igual a cero y ε_i es un error normal independiente distribuido aleatoriamente [$N(0, \sigma^2)$]. El segundo modelo fue el modelo de crecimiento logístico:

$$L_t = \frac{L_\infty}{(1 + e^{-K(t-I)})} + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde I es la edad en el punto de inflexión en la curva de longitud. El tercer modelo fue el modelo de Gompertz (1825):

$$L_t = L_\infty e^{(-1/K)e^{-K(t-t_0)}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

using the L-BFGS-B algorithm (Byrd et al. 1995). We fitted 3 models in each density scenario for a total of 9 cases. Model selection was made with the AIC (Akaike 1973) and the BIC (Schwarz 1978):

$$\text{AIC} = 2 - LL + 2p \quad , \quad (5)$$

$$\text{BIC} = 2 - LL + \ln(n)p \quad , \quad (6)$$

where p represents the number of parameters in the model and n is the number of observations. Once we determined the best model (smallest AIC and BIC), we did 1,000 bootstrap simulations for each density scenario; in every iteration, we sampled randomly with replacement 50 observed points for each age in each density. We used these 600 points, the subroutine *optim*, and the L-BFGS-B algorithm to determine the MLE estimate for K . We recorded the 1,000 K MLEs for all model/density scenarios into a file for later analysis.

With the simulated K MLEs, we did basic statistics and tested the data for normality with the Shapiro–Wilk test. Because the estimates had a normal distribution, we used an analysis of variance (ANOVA) to test the equality of the instantaneous K ($H_0: K_{D15} = K_{D20} = K_{D22}$). Because the null hypothesis was rejected, we did a Tukey's honest significant difference (HSD) test to assess the equality of the means.

RESULTS

The maximum length (33.0 cm) and the largest average (30.1 ± 1.3 cm) corresponded to density D20, while the smallest mean (28.0 ± 2.0 cm) corresponded to density D22. Densities D15 and D20 had the largest medians. For densities D20 and D22, the TL data was not normally distributed (Table 1, Fig. 1). The non-parametric Kruskal–Wallis test suggested that at least 1 mean was different (P value = 1.037×10^{-15}). The post hoc Kruskal–Wallis test suggested the means of densities D15 and D20 were statistically the same (P value = 0.22); the remaining comparisons were not significant (Table 2).

For the MLE estimates of K , 9 scenarios were analyzed (Table 3). All models fitted the observed TL well in each density scenario (Fig. 2). The highest MLEs of L_∞ were consistently estimated with the von Bertalanffy model; the largest value corresponded to density D20. On the other hand, the smallest MLEs corresponded to the logistic model (Table 3), with the lowest value associated with the D15 density. Regarding the K parameter, the logistic model had the largest estimates, with the highest corresponding to the D20 scenario. The smallest estimates corresponded to the von Bertalanffy model and were one order of magnitude smaller than the estimates from the logistic and the Gompertz models (Table 3).

The AIC and BIC criteria suggested that the logistic model was the best fit for the observed data in each initial density scenario (Table 3). The smallest AIC value (4,735.21)

Los parámetros del modelo y sus incertidumbres se estimaron a partir de las ecuaciones 1–3 utilizando el método de estimación de máxima verosimilitud (EMV) (Kimura 1980); por lo tanto, la función objetivo fue el logaritmo negativo de la verosimilitud (LL) (Hilborn y Mangel 1997):

$$-LL = \frac{n}{2} \ln(2\pi) + n \ln(\sigma) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{(L_i^{Obs} - L_i^{Est})^2}{2\sigma^2} \right] \quad , \quad (4)$$

donde σ^2 es la varianza, n es el número de observaciones, L_i^{Obs} es la longitud por edad final observada y L_i^{Est} es la longitud por edad final predicha. Se implementaron los modelos con el paquete estadístico R (R core team 2019). El ajuste del modelo se realizó con la subroutine *optim* del paquete R utilizando el algoritmo L-BFGS-B (Byrd et al. 1995). Ajustamos 3 modelos en cada escenario de densidad para un total de 9 casos. La selección del modelo se realizó con el AIC (Akaike 1973) y el BIC (Schwarz 1978):

$$\text{AIC} = 2 - LL + 2p \quad , \quad (5)$$

$$\text{BIC} = 2 - LL + \ln(n)p \quad , \quad (6)$$

donde p representa el número de parámetros en el modelo y n es el número de observaciones. Una vez que se determinó el mejor modelo (AIC y BIC más pequeños), se hicieron 1,000 simulaciones *bootstrap* para cada escenario de densidad; en cada iteración, se muestrearon al azar con reemplazo 50 puntos observados para cada edad en cada densidad. Se usaron estos 600 puntos, la subroutine *optim* y el algoritmo L-BFGS-B para determinar la estimación de EMV para K . Se registraron las estimaciones de 1,000 EMV de K para todos los escenarios de modelo/densidad en un archivo para su posterior análisis.

Con las EMV de K simuladas, se hicieron estadísticas básicas y se valoró la normalidad de los datos con la prueba Shapiro–Wilk. Debido a que las estimaciones tenían una distribución normal, se usó un análisis de varianza (ANDEVA) para probar la igualdad de la K instantánea ($H_0: K_{D15} = K_{D20} = K_{D22}$). Debido a que se rechazó la hipótesis nula, se hizo una prueba de diferencia significativa de honestidad (DSH) de Tukey para evaluar la igualdad de las medias.

RESULTADOS

La longitud máxima (33.0 cm) y la media más grande (30.1 ± 1.3 cm) correspondieron a la densidad D20, mientras que la media más pequeña (28.0 ± 2.0) correspondió a la densidad D22. Las densidades D15 y D20 tuvieron las medianas más grandes. Para las densidades D20 y D22, los datos de LT no se distribuyeron normalmente (Tabla 1, Fig. 1). La prueba no paramétrica de Kruskal–Wallis sugirió que al menos 1 media era diferente (valor de $P = 1.037 \times 10^{-15}$). La prueba *post hoc* de Kruskal–Wallis sugirió que las medias para las densidades D15 y D20 fueron estadísticamente iguales (valor de

Table 1. Basic statistics for the final total length (cm) (age 12 months) of spotted rose snappers cultured in floating net cages and the P values the normality test for the final total length in each density scenario.

Tabla 1. Estadísticos básicos para la longitud total final (cm) del pargo flamenco (edad 12 meses) cultivado en jaulas flotantes y valores de P para la prueba de normalidad para la longitud total final en cada escenario de densidad.

Density	Minimum	Maximum	Average	Median	P value
D15	27.0	32.5	29.8 ± 1.3	30	0.1567
D20	27.0	33.0	30.1 ± 1.3	30	0.0335
D22	22.5	31.5	28.0 ± 2.0	28	0.0104

corresponded to the logistic model and D20. Likewise, with the BIC (4,783.64), the best fit corresponded to the logistic model with D20. The von Bertalanffy model consistently had the worst performance, while the logistic model performed slightly better than the Gompertz model (Table 3).

Based on these results, we carried out bootstrapping to build samples with replacement for fitting the logistic model. The resulting MLE K distributions indicated higher K values for the D15 and the D20 densities, while the D22 density had smaller estimates (Figs. 3, 4). Extreme values were found in all density scenarios (Fig. 4). The largest average K (0.2863 ± 0.0045) and the median (0.2862) corresponded to the D20 density (Fig. 4), while the smallest values corresponded to the D22 density. The Shapiro–Wilk test suggested that the MLE K estimates were normally distributed in each density scenario (Table 4). Therefore, we did an ANOVA to test the equality of the means of each distribution. ANOVA results (Table 5) suggested that at least one mean was different from the rest (P value < 2×10^{-16}). The Tukey HSD test suggested that all means were statistically different; none of the 95% confidence intervals included the value zero (Fig. 5). The fastest growth occurred in the cage with density D20. The second fastest growth corresponded to D15, while the slowest growth corresponded to cages with density D22.

DISCUSSION

Much effort is currently being invested in promoting cage aquaculture and attaining optimal stocking density for better profitability (Ansah and Frimpong 2015). However, despite the vast advantages and opportunities presented by marine cage culture, this activity has shown slow growth in various regions of Mexico. One of the main reasons for this is that the perception of investment opportunities is not attractive given the margins of economic profitability. It has been identified that of the production parameters, growth performance is the main factor affecting the economic profitability of a cage fish culture. Islam et al. (2016) suggested that estimations on productions that are adjusted to an optimal cultivation density can lead to higher economic yields since the organism's

$P = 0.22$); las comparaciones restantes no fueron significativas (Tabla 2).

Para el EMV, se analizaron 9 escenarios (Tabla 3). Todos los modelos se ajustaron bien a la LT observada en cada escenario de densidad (Fig. 2). Las EMV más altas de L_{∞} se calcularon consistentemente con el modelo de von Bertalanffy; el mayor valor correspondió a la densidad D20. Por otro lado, las EMV más pequeñas correspondieron al modelo logístico (Tabla 3), con el valor más bajo asociado a la densidad D15. En cuanto al parámetro K , el modelo logístico tuvo las mayores estimaciones; el más alto correspondió al escenario D20. Las estimaciones más pequeñas correspondieron al modelo de von Bertalanffy y fueron un orden de magnitud más pequeñas que las estimaciones del modelo logístico y el de Gompertz (Tabla 3).

El AIC y el BIC sugirieron que el modelo logístico era el que mejor se ajustaba a los datos observados dentro de cada escenario de densidad inicial (Tabla 3). El menor valor de AIC (4,735.21) correspondió al modelo logístico y a D20. Asimismo, con el BIC (4,783.64), el mejor ajuste correspondió al modelo logístico con D20. El modelo de von Bertalanffy siempre tuvo el peor desempeño, mientras que el modelo logístico se comportó ligeramente mejor que el modelo de Gompertz (Tabla 3).

Con base en estos resultados, se llevó a cabo un muestreo aleatorio (*Bootstrap*) para construir muestras con reemplazo para ajustar el modelo logístico. Las distribuciones de EMV de K resultantes del *bootstrap* dentro de cada escenario de densidad indicaron valores de K más altos para las densidades D15 y D20, mientras que la densidad D22 mostró estimaciones más pequeñas (Figs. 3, 4). Se encontraron valores extremos en todos los escenarios de densidad (Fig. 4). El mayor promedio de K (0.2863 ± 0.0045) y la mediana (0.2862) corresponden a la densidad D20 (Fig. 4), mientras que los valores más pequeños correspondieron a la densidad D22. La prueba de Shapiro–Wilk sugirió que las EMV de K se distribuyeron normalmente en cada densidad (Tabla 4). Por lo tanto, se llevó a cabo un ANDEVA para probar la igualdad de las medias de cada distribución. Los resultados del ANDEVA (Tabla 5) sugirieron que al menos una media

growth is optimized. Therefore, culture density optimization is one of the most valuable control tools for maximizing economic benefit and should be included in all economic feasibility studies within the early planning stages.

Aquaculture presents a unique challenge to modeling fish growth because the main research objective is accelerating growth for profit. Growth patterns of captive fish in well-fed conditions will diverge from those found for wild fish. For

era diferente de las otras (valor de $P < 2 \times 10^{-16}$). La prueba DSH de Tukey sugirió que todas las medias eran estadísticamente diferentes; ninguno de los intervalos de confianza del 95% incluyó el valor cero (Fig. 5). El crecimiento más rápido se presentó en la jaula con la densidad D20. El segundo crecimiento más rápido correspondió a la densidad D15, mientras que el crecimiento más lento correspondió a jaulas con la densidad D22.

DISCUSIÓN

Actualmente se invierte mucho esfuerzo en la promoción de la maricultura en jaulas y el alcanzar la densidad de población óptima para una mejor rentabilidad (Ansah y Frimpong 2015). Sin embargo, a pesar de las grandes ventajas y oportunidades que presenta el cultivo en jaulas marinas, esta actividad ha mostrado un lento crecimiento en varias regiones de México. Una de las principales razones de esto es que la percepción de oportunidades de inversión no es tan atractiva debido a los márgenes de rentabilidad económica. Se ha identificado que, de los parámetros de producción, el comportamiento del crecimiento es el principal factor que afecta la rentabilidad económica de un cultivo de peces en jaulas. Islam et al. (2016) sugirieron que las estimaciones sobre las producciones que se ajustan a una densidad de cultivo óptima pueden conducir a mayores rendimientos económicos debido a que se optimiza el crecimiento del recurso. Por ello, la optimización de la densidad de cultivo es una de las herramientas de control más valiosas para maximizar el beneficio económico y debe incluirse en todos los estudios de viabilidad económica dentro de las primeras etapas de planificación.

La acuicultura presenta un desafío único para el modelado del crecimiento de los peces porque el principal objetivo de la investigación es acelerar el crecimiento con fines de lucro. Los patrones de crecimiento de los peces en cautiverio y en condiciones de buena alimentación diferirán de los que se encuentran en el medio silvestre. Para una empresa acuícola, sobreestimar el crecimiento conducirá a expectativas de

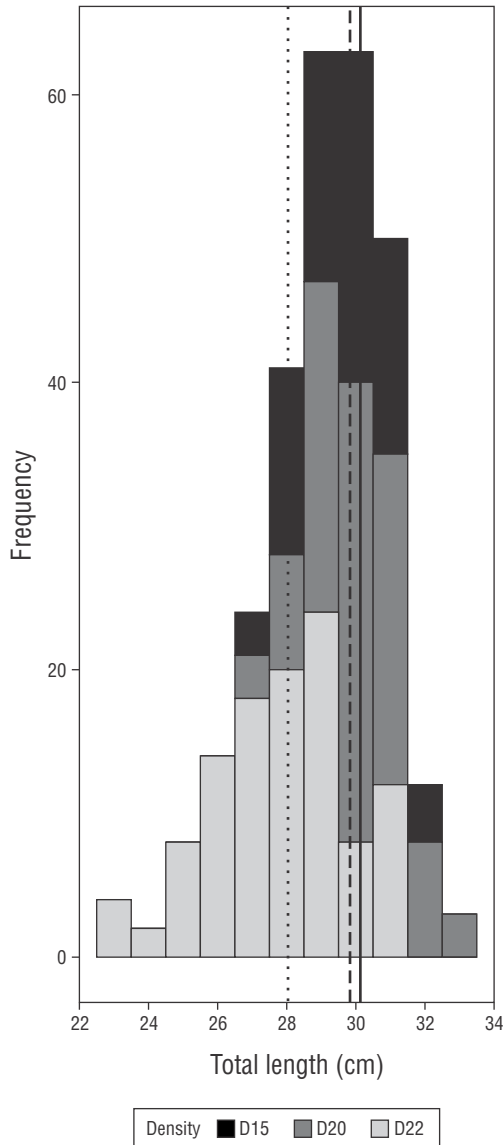


Figure 1. Snapper final total length distribution within each initial density level (D15, D20, and D22); lines represent the mean total length for each initial density: dashed line, D15; solid line, D20; dotted line, D22.

Figura 1. Distribución de la longitud total final del pargo dentro de cada nivel de densidad inicial (D15, D20 y D22); las líneas representan la longitud total media para cada densidad inicial: línea discontinua, D15; línea continua, D20; línea punteada, D22.

Table 2. Results of the non-parametric *post hoc* Kruskal–Wallis test by ranks for the final total length (age 12 months) of spotted rose snappers cultured in floating net cages at 3 different densities (D15, D20, D22).

Tabla 2. Resultados de la prueba no paramétrica *post hoc* de Kruskal–Wallis por rangos para la longitud total final del pargo flamenco (12 meses de edad) cultivados en jaulas flotantes a 3 densidades (D15, D20, D22).

Comparison	Value	Pr(>)
D20–D15 = 0	–1.100658	0.22479
D22–D15 = 0	2.977395	0.00392
D22–D20 = 0	4.048660	0.00008

Table 3. Estimates of parameters and their uncertainty (standard error) from the growth model fitting for each model within each density scenario. L_{∞} , asymptotic length; K , growth rate; t_0 , the time when length is equal to zero; σ , standard error; LL , log likelihood; AIC, Akaike's information criterion; BIC, Bayesian information criterion.

Tabla 3. Estimaciones de parámetros y su incertidumbre (error estándar) a partir del ajuste del modelo de crecimiento para cada modelo dentro de cada escenario de densidad. L_{∞} , longitud asintótica; K , tasa de crecimiento; t_0 , el tiempo en el que la longitud es igual a cero; σ , error estándar; LL , logaritmo de verosimilitud; AIC, criterio de información de Akaike; BIC, criterio de información bayesiano.

Model/density		D15	D20	D22
von Bertalanffy	L_{∞}	48.500 ± 1.2600	50.000 ± 1.3700	46.960 ± 1.2000
	K	0.067 ± 0.0031	0.065 ± 0.0031	0.063 ± 0.0028
	t_0	-2.400 ± 0.0900	-2.390 ± 0.0900	-2.731 ± 0.0906
	σ	1.140 ± 0.0300	1.170 ± 0.0344	1.608 ± 0.0458
	LL	2485.503	2402.729	2980.511
	AIC	4979.000	4813.457	5969.022
	BIC	5027.800	4861.886	6018.030
Logistic	L_{∞}	32.900 ± 0.2500	33.160 ± 0.2300	34.790 ± 0.4932
	K	0.269 ± 0.0045	0.275 ± 0.0044	0.214 ± 0.0049
	t_0	3.916 ± 0.0654	3.925 ± 0.0591	4.906 ± 0.1503
	σ	1.108 ± 0.0318	1.132 ± 0.0333	1.540 ± 0.0437
	LL	2457.965	2363.608	2924.238
	AIC	4923.931	4735.215	5856.475
	BIC	4972.757	4783.644	5905.484
Gompertz	L_{∞}	34.980 ± 0.2900	36.375 ± 0.3490	38.994 ± 0.6384
	K	0.178 ± 0.0030	0.175 ± 0.0035	0.133 ± 0.0034
	t_0	-7.480 ± 0.2500	-7.530 ± 0.2718	-12.054 ± 0.4749
	σ	1.130 ± 0.0300	1.137 ± 0.0334	1.555 ± 0.0441
	LL	2,476.870	2,368.310	2,936.490
	AIC	4,961.750	4,744.630	5,880.970
	BIC	5,010.572	4,793.055	5,929.979

a fish farming enterprise, overestimating growth will lead to expectations of revenue and profit that will not be realized. Underestimating growth will lead to planning for later harvest than is optimal, and the unnecessary additional cost of feeding (Ansah and Frimpong 2015). Thus, an accurate estimation of growth is necessary for maximizing profit.

ingresos y ganancias no viables. Subestimar el crecimiento conducirá a una planificación para una cosecha más tardía de lo óptimo y al costo adicional innecesario de alimentación (Ansah y Frimpong 2015). Por lo tanto, es necesario una estimación precisa del crecimiento para maximizar las ganancias. Sin embargo, decidir qué modelo de crecimiento usar,

However, deciding which growth models to use, or how to use them, can be fundamentally difficult (Quinn and Deriso 1999).

Several factors can impact fish growth. As the environment changes, the growth and maturity of individual fish often vary (Jessop 2010). In marine environments, different factors have been recognized as important drivers of fish growth, including forage availability (Bremigan et al. 2003), inter- and intraspecific competition (Lorenzen and Enberg 2002), and temperature (Staggs and Otis 1996). In contrast, forage availability and inter- and intraspecific competition might not be an issue in aquaculture systems (Noble et al. 2007). The influence of temperature on fish growth has been widely studied; optimal temperatures for growth have been determined for several species (Pörtner et al. 2001, Handeland et al. 2008, Katzenmeyer 2010). In particular, an important factor affecting fish growth is stocking density; its effect on growth performance and yield has been studied extensively (Rieman and Myers 1992, Apu et al. 2012, Long et al. 2019). Among the indicators of growth

o como usarlos, puede ser fundamentalmente difícil (Quinn y Deriso 1999).

Varios factores pueden afectar el crecimiento de los peces. A medida que cambia el entorno, el crecimiento y la madurez de los peces individuales a menudo varían (Jessop 2010). En los ambientes marinos, se han reconocido diferentes factores como impulsores importantes del crecimiento de los peces, incluida la disponibilidad de alimento de forraje (Bremigan et al. 2003), la competencia inter e intraespecífica (Lorenzen y Enberg 2002) y la temperatura (Staggs y Otis 1996). Por el contrario, la disponibilidad de alimento y la competencia inter e intraespecífica podrían no ser un problema en los sistemas acuícolas (Noble et al. 2007). La influencia de la temperatura en el crecimiento de los peces ha sido ampliamente estudiada. Se han determinado las temperaturas óptimas de crecimiento para varias especies (Pörtner et al. 2001, Handeland et al. 2008, Katzenmeyer 2010). En particular, un factor importante que afecta el crecimiento de los peces es la densidad de cultivo; su efecto sobre el crecimiento y el rendimiento se ha estudiado ampliamente (Rieman y Myers 1992, Apu et

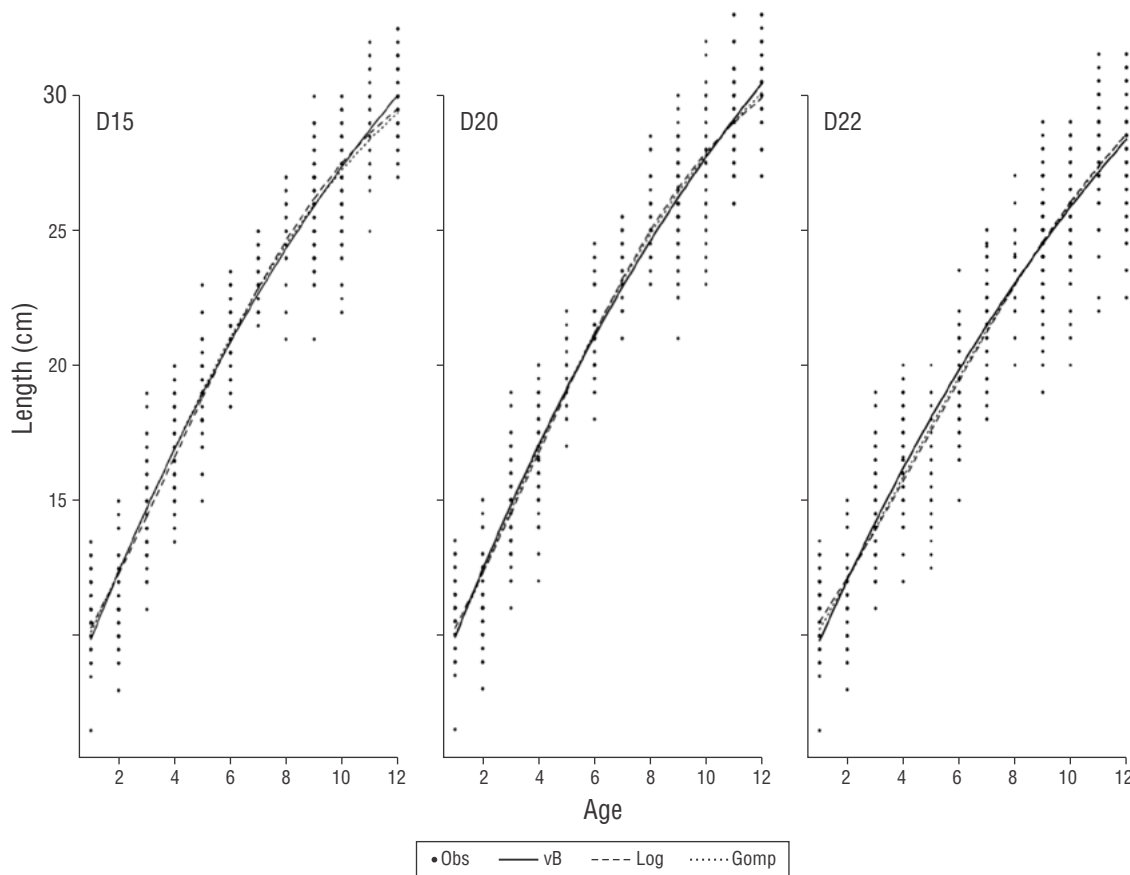


Figure 2. Model fits to observed total length-at-age data for each spotted rose snapper density rearing in floating net cages. Obs, observed length-at-age data; vB, von Bertalanffy model; Log, logistic model; Gomp, Gompertz model.

Figura 2. Ajustes del modelo a los datos de longitud total por edad observados para cada densidad de pargo flamenco cultivado en jaulas flotantes. Obs, datos de longitud por edad observada; vB, Modelo de von Bertalanffy; Log, modelo logístico; Gomp, modelo de Gompertz.

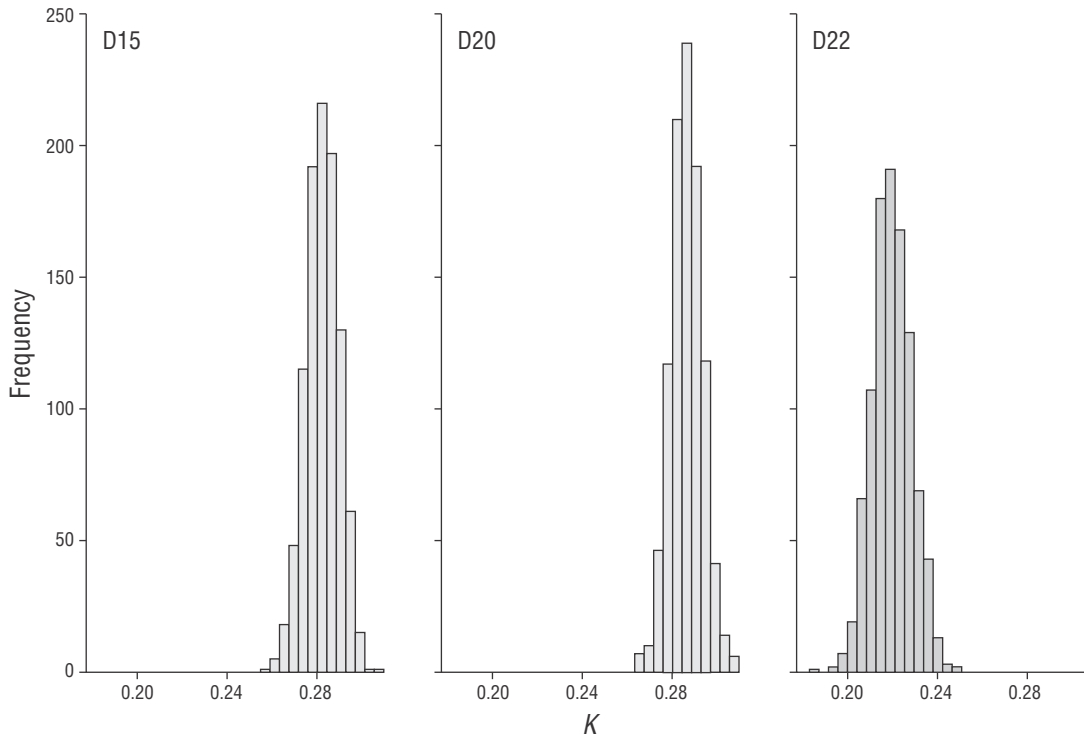


Figure 3. Distributions of maximum likelihood estimates of growth rate (K) for each density scenario obtained through Markov chain Monte Carlo simulations.

Figura 3. Distribuciones de estimaciones por máxima verosimilitud de la tasa de crecimiento (K) para cada escenario de densidad obtenido a través de simulaciones cadenas de Markov Monte Carlo.

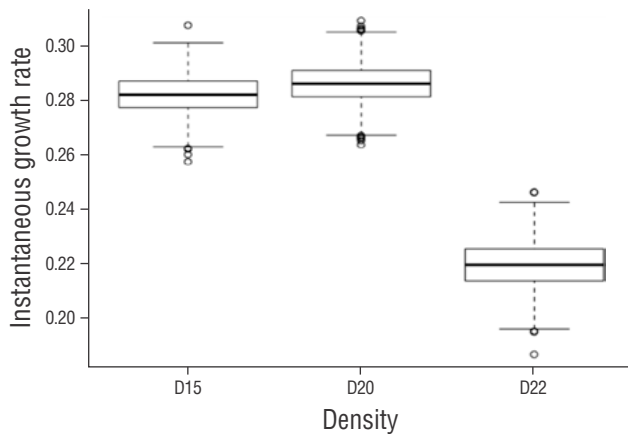


Figure 4. Boxplots for the logistic model instantaneous growth rate maximum likelihood estimates in each density scenario.

Figura 4. Diagramas de caja para las estimaciones por máxima verosimilitud de la tasa de crecimiento instantánea del modelo logístico dentro de cada escenario de densidad.

al. 2012, Long et al. 2019). Entre los indicadores utilizados para el desempeño del crecimiento, los autores han utilizado la LF, el peso final promedio, la ganancia de peso semanal promedio, la conversión alimenticia y la tasa de supervivencia (Papoutsoglou et al. 1998, Lorenzen y Enberg 2002, Gonçalves de Oliveira et al. 2012, Hernández et al. 2015, Long et al. 2019). En general, la metodología utilizada se basa en determinar si existieron diferencias significativas entre los tratamientos y los indicadores probados, y todos los resultados se analizan mediante ANDEVA y las múltiples comparaciones de medias de Tukey. Los resultados pueden variar; algunos autores informaron que el número de peces por unidad de volumen no influye en la supervivencia y el crecimiento, por ejemplo, el pez *Siganus rivulatus* (Saoud et al. 2008). Otros estudios informaron resultados en los que los peces crecieron más rápido a altas densidades de cultivo, por ejemplo, para la lubina Europea *Dicentrarchus labrax* (Papoutsoglou et al. 1998), mientras que la mayoría de los estudios han sugerido que la K fue inversamente proporcional a la densidad de cultivo, como es el caso del bacalao del Atlántico, *Gadus morhua* (Lambert y Dutil 2001).

En nuestro estudio, usamos el mismo enfoque; es decir, usamos la longitud por edad final, pero también usamos un nuevo indicador: el parámetro de K del modelo logístico. Hasta donde sabemos, ningún estudio previo ha utilizado este enfoque como indicador.

Table 4. Basic statistics for the maximum likelihood estimate of growth rate (K) found with bootstrapping simulations and the P value for the normality test of the K estimates for each density scenario.

Tabla 4. Estadísticos básicos para la estimación de máxima verosimilitud de la tasa de crecimiento (K) encontrada con simulaciones de *bootstrap* y el valor P para la prueba de normalidad de las estimaciones de K para cada densidad.

Density	Minimum	Maximum	Average	Median	P value
D15	0.2576	0.3075	0.2822 \pm 0.00727	0.2822	0.6068
D20	0.2638	0.3091	0.2861 \pm 0.00696	0.2861	0.7500
D22	0.1871	0.2465	0.2197 \pm 0.00856	0.2198	0.7000

Table 5. One-way analysis of variance results for the comparison of the mean growth rate associated with 3 fish densities (D15, D20, D22).

Tabla 5. Resultados del análisis de varianza de una vía para la comparación de la tasa de crecimiento media asociada a 3 densidades de cultivo (D15, D20, D22).

	d.f.	Sum square	Mean square	F	$\text{Pr}(F >)$
Density	2	2.7938	1.397	63,572	$< 2 \times 10^{-16}$
Residuals	2,997	0.0659	0.000		

performance, authors have used FL, mean final weight, mean weekly weight gain, feed conversion, and survival rate (Papoutsoglou et al. 1998, Lorenzen and Enberg 2002, Gonçalves de Oliveira et al. 2012, Hernández et al. 2015 Long et al. 2019). In general, the methodology they used is based on determining whether significant differences existed between the treatments and the indicators tested, with all the results being analyzed using ANOVA and Tukey's multiple comparisons of means. Results may vary, and some authors report no influence of fish number per unit volume on survival and growth, like for example in the rabbitfish *Siganus rivulatus* (Saoud et al. 2008). Other studies have reported fish growing faster at high stocking densities, for example the European sea bass *Dicentrarchus labrax* (Papoutsoglou et al. 1998), but most of the studies have suggested that K was inversely proportional to stocking densities, as was the case for the Atlantic cod, *Gadus morhua* (Lambert and Dutil 2001).

In our study, we used the final length-at-age, as in other studies, but we also used a new indicator: the K parameter from the logistic model. To our knowledge, no previous study has used this approach as an indicator.

Regarding the FL-at-age, our study results suggest the SRS can be maintained at densities as high as 20 $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$ with no negative effect on growth, assuming water quality remains within the species' tolerance levels. In other words, we get the same growth performance in the first 2 stocking densities. A higher density reduces the final size significantly; in our case, the smallest TL coincided with the highest density (22 $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$). This result agrees with most of the previous studies

Con respecto a la longitud por edad final, los resultados de nuestro estudio sugieren que PF puede mantenerse en densidades de hasta 20 $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$ sin efecto negativo sobre el crecimiento, bajo el supuesto de que la calidad del agua permanece dentro de los niveles de tolerancia de la especie. En otras palabras, obtuvimos el mismo rendimiento de crecimiento en las 2 primeras densidades de cultivo. Una densidad más alta reduce significativamente el tamaño final; en nuestro caso, la LT más pequeña coincidió con la densidad más alta (22 $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$). Este resultado concuerda con la mayoría de los estudios realizados anteriormente que sugieren que las mayores densidades podrían afectar el crecimiento de manera negativa (Lambert y Dutil 2001, M'Balaka et al. 2012, Costa et al. 2017). Acerca de K , la disponibilidad de datos de un periodo largo (12 meses) agrega contraste a los datos generales. Los datos de talla están disponibles para los periodos de crecimiento rápido y lento y permiten la estimación de los parámetros del modelo con buena confiabilidad. En la mayoría de los estudios de densidades, este enfoque no es posible porque el periodo de muestreo rara vez supera los 150 días. Sin embargo, vale la pena mencionar que los resultados de nuestro estudio no se pueden generalizar porque nuestro diseño experimental no incluyó réplicas debido a la falta de financiamiento; las mejoras futuras deberían incorporar réplicas para evitar la pseudorreplicación.

La mayoría de los estudios de crecimiento de peces suponen al modelo de crecimiento de von Bertalanffy como modelo predeterminado (Cailliet et al. 2006). Sin embargo, estudios recientes han sugerido que otros modelos podrían ser más confiables para ciertas especies; por ejemplo, Quinn

suggesting that higher densities might affect growth negatively (Lambert and Dutil 2001, M^oBalaka et al. 2012, Costa et al. 2017). Regarding the K parameter, the availability of data for a long period (12 months) adds contrast to the overall data. Length data are available for the periods of fast and slow growth and allow for reliability in the model parameter estimation. In most stocking studies, this approach is not possible because the sampling period rarely goes beyond 150 days. However, it is worth mentioning that our study results cannot be generalized because our experimental design did not include replicates due to the lack of funding; further improvements should incorporate replicates to avoid pseudoreplication.

Most fish growth studies assume the von Bertalanffy growth model as the default model (Cailliet et al. 2006). However, recent studies have suggested that other models could be more reliable for certain species; for example, the Gompertz model has been suggested for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) by Quinn and Deriso (1999). According to Arocha et al. (2002), Chapman's generalized model was the most appropriate for predicting swordfish (*Xiphias gladius*) growth in the northwestern Atlantic. The Schnute-Richards growth model has been proposed (Katsanevakis 2006) as the most suitable for the rougheye rockfish (*Sebastes aleutianus*), and a stochastic version of the logistic model performed well for *Plecoglossus altivelis* in Japan (Yoshioka et al. 2019).

According to Katsanevakis and Maravelias (2008), the information theory approach frees the researcher from the limiting concept that a "true" growth model exists. Multi-model inference based on information theory is proposed

y Deriso (1999) sugirió el modelo de Gompertz para el atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*). Según Arocha et al. (2002), el modelo generalizado de Chapman fue el más apropiado para el crecimiento del pez espada (*Xiphias gladius*) en el Atlántico noroccidental. Se ha propuesto el modelo de crecimiento de Schnute-Richards (Katsanevakis 2006) como el más adecuado para *Sebastes aleutianus*, y una versión estocástica del modelo logístico funcionó bien para *Plecoglossus altivelis* en Japón (Yoshioka et al. 2019).

De acuerdo con Katsanevakis y Maravelias (2008), el enfoque de la teoría de la información libera al investigador del concepto limitante de que existe un modelo de crecimiento "verdadero". La inferencia multimodelo basada en la teoría de la información se propone como una alternativa más sólida para estudiar el crecimiento de los peces. En el presente estudio, seguimos este enfoque y ajustamos 3 modelos de crecimiento a la talla por edad final observada del PF. En nuestro trabajo, se utilizaron el AIC y el BIC para la selección del modelo. Nuestros resultados sugieren que el modelo logístico fue el que mejor se ajustó a los datos finales de talla por edad observados en cada una de las 3 densidades de cultivo. Otros estudios sugirieron resultados similares; por ejemplo, Yoshioka (2019), Arzola-Sotelo (2014) y Jurado-Molina et al. (2018) encontraron que el modelo logístico era el mejor para *P. altivelis*, *Ocyurus chrysurus* y la curvina (*Cynoscion othonopterus*), respectivamente. Podríamos citar más ejemplos; sin embargo, como afirman Katsanevakis y Maravelias (2008), en muchos casos el modelo de von Bertalanffy no está respaldado por los datos y muchas especies parecen seguir diferentes trayectorias de crecimiento. Por lo tanto, se recomienda el uso del enfoque de inferencia multi modelos como metodología predeterminada en todos los estudios de crecimiento de peces.

Una vez que se seleccionó el modelo logístico, el uso de *bootstrap* para estimar la K instantánea proporcionó una nueva perspectiva de análisis. Dada la muestra original, utilizamos muestras de *bootstrap* para la estimación de la K ; con este enfoque, estimamos la distribución de la K para cada densidad de cultivo e hicimos una comparación con ANDEVA para evaluar el impacto de la densidad de población en el rendimiento del crecimiento. Contrariamente al primer indicador, para el segundo indicador se sugiere que podría haber una densidad de siembra óptima (D20) que produzca la mayor K ; los peces pueden crecer más rápido en una densidad de siembra de $20 \text{ kg} \cdot \text{m}^{-3}$ que en una de $15 \text{ kg} \cdot \text{m}^{-3}$. Este tipo de resolución no la proporcionó el primer indicador, que sugería el mismo desempeño para las densidades más bajas. Vale la pena señalar que los datos de talla por edad siempre están disponibles en las empresas acuícolas de manera regular. Por lo tanto, este enfoque puede incluirse en estudios cuyo enfoque sea el efecto de las densidades en el rendimiento del crecimiento.

Los resultados obtenidos son iniciales y pretenden beneficiar a los administradores de la maricultura en jaulas de PF con el fin de maximizar el rendimiento del crecimiento de los

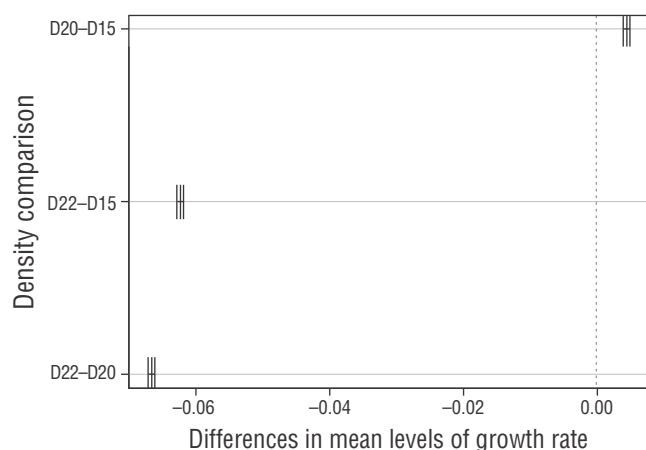


Figure 5. Results from the Tukey's honest significant test for the comparison of the distributions of the instantaneous growth rate in the 3 density scenarios.

Figura 5. Resultados de la prueba de diferencia significativa de honestidad de Tukey para la comparación de las distribuciones de la tasa de crecimiento instantáneo para los 3 escenarios de densidad.

as a more robust alternative to study fish growth. In the present study, we followed this approach and fitted 3 growth models to the SRS observed final length-at-age. In our work, we used AIC and BIC for the model selection. Our results suggest the logistic model was the best model fitting the observed final length-at-age data in each of 3 harvest densities. Other studies suggested similar results; for example, Yoshioka (2019), Arzola-Sotelo (2014), and Jurado-Molina et al. (2018) found that the logistic model was the best for *P. altivelis*, the yellowtail snapper (*Ocyurus chrysurus*), and curvina (*Cynoscion othonopterus*), respectively. We could cite more examples; however, as stated by Katsanevakis and Maravelias (2008), in many cases the von Bertalanffy model is not supported by the data, and many species seem to follow different growth trajectories. Thus, we recommend the use of the multimodel inference approach as a default methodology in all fish growth studies.

Once the logistic model was selected, using bootstrapping for estimating the instantaneous K provided new insight into this analysis. Given the original sample, we used bootstrap samples for the estimation of K ; with this approach, we estimated the distribution of K for each stocking density and made a comparison via ANOVA to assess the impact of stocking density on growth performance. Contrary to our first indicator, the second indicator suggested there might be an optimal stocking density (D20) producing the highest K ; fishes might grow faster in a stocking density of 20 kg·m⁻³ than at 15 kg·m⁻³. This type of resolution was not provided by the first indicator, which suggested the same performance for the lower densities. It is worth noting that length-at-age data is always available in aquaculture enterprises. Therefore, this approach can be included in studies that focus on the effect of densities on growth performance.

The results obtained are early and pretend to benefit the managers of SRS cage aquaculture in order to maximize fish growth performance and economic profits to escalate culture to a commercial scale. Further improvements to the experimental design should focus on adding replicates and avoiding pseudoreplication.

REFERENCES

- Abdo de la Parra MI, Rodríguez-Ibarra L, Rodríguez-Montes de Oca G, Velasco-Blanco G, Ibarra-Castro L. 2015. Estado actual del cultivo de larvas del pargo flamenco (*Lutjanus guttatus*) = State of art for larval rearing of spotted rose snapper (*Lutjanus guttatus*). *Lat Am J Aquat Res.* 43(3):415–423. <http://doi.org/10.3856/vol43-issue3-fulltext-3>
- Akaike H. 1992. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Kotz S, Johnson N (eds.), *Breakthroughs in Statistics*. New York (USA): Springer Verlag. p. 610–624.
- Álvarez-Lajonchere L, Abdo de la Parra M, Rodríguez-Ibarra L, Velasco-Blanco G, Puello-Cruz AC, González Rodríguez B, Ibarra-Soto A, Ibarra-Castro L. 2012. The scale-up of spotted rose snapper, *Lutjanus guttatus*, larval rearing at Mazatlan, Mexico. *J World Aquac Soc* 43:411–422.
- peces y los beneficios económicos para escalar a un cultivo comercial. Las mejoras adicionales deben centrarse en la mejora del diseño experimental para agregar réplicas y evitar la pseudoreplicación.
- Traducido al español por los autores.
-
- Ansah YB, Frimpong EA. 2015. Using model-based inference to select a predictive growth curve for farmed tilapia. *N Am J Aquacult.* 77(3):281–288. <https://doi.org/10.1080/15222055.2015.1020080>
- Apu JK, Rahman MS, Rashid H. 2012. Effects of fish population densities on growth and production of fishes. *Progress Agric.* 23(1–2):63–73. <https://doi.org/10.3329/pa.v23i1-2.16566>
- Arocha F, Moreno C, Beerkircher K, Lee DW, Marcano L. 2002. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the Northwestern Atlantic. *Col Vol Sci Pap ICCAT.* 55(4):1416–1429.
- Arzola-Sotelo E. 2014. Aplicación del enfoque multimodelo para la evaluación del crecimiento individual de la curvina golfina *Cynoscion othonopterus* en el Alto Golfo de California. *Rev Cienc Pesq.* 22(1):79–88.
- Baer A, Schulz C, Traulsen I, Krieter J. 2011. Analysing the growth of turbot (*Psetta maxima*) in a commercial recirculation system with the use of 3 different growth models. *Aquacult Int.* 19:497–511. <https://doi.org/10.1007/s10499-010-9365-0>
- Bremigan MT, Dettmers JM, Mahan AL. 2003. Zooplankton selectivity by larval yellow perch in Green Bay, Lake Michigan. *J Great Lakes Res.* 29(3):501–510. [https://doi.org/10.1016/s0380-1330\(03\)70454-7](https://doi.org/10.1016/s0380-1330(03)70454-7)
- Byrd RH, Lu P, Nocedal J, Zhu C. 1995. A limited memory algorithm for bound constrained optimization. *SIAM J Sci Comput.* 16(5):1190–1208. <https://doi.org/10.1137/0916069>
- Cailliet GM, Smith WD, Mollet HF, Goldman KJ. 2006. Age and growth studies of chondrichthyan fishes: the need for consistency in terminology, verification, validation, and growth function fitting. *Environ Biol Fish.* 77:211–228. <https://doi.org/10.1007/s10641-006-9105-5>
- Castillo-Vargasmachuca SG, Ponce-Palafox JT, Arámbul-Muñoz E, Rodríguez-Domínguez G, Aragón-Noriega EA. 2018. The spotted rose snapper (*Lutjanus guttatus* Steindachner 1869) farmed in marine cages: review of growth models. *Rev Aquacult.* 10(2):376–384. <https://doi.org/10.1111/raq.12166>
- Costa AAP, Roubach R, Dallago BSL, Bueno GW, McManus C, Bernal FEM. 2017. Influence of stocking density on growth performance and welfare of juvenile tilapia (*Oreochromis niloticus*) in cages. *Arq Bras Med Vet Zootec.* 69(1):243–251. <http://doi.org/10.1590/1678-4162-8939>
- Gompertz B. 1825. On the nature of the function expressive of the law of human mortality and on a new mode determining the value of life contingences. *Philos T R SOC A.* 115(1825):515–585.
- Gonçalves-de Oliveira E, Banhos-Pinheiro A, Queiroz-de Oliveira V, Melo da Silva Jr AR, Gazzineo-de Moraes M, Branco-Rocha ÍRC, Rocha-de Sousa R, Farias-Costa FH. 2012. Effects of stocking density on the performance of juvenile pirarucu (*Arapaima gigas*) in cages. *Aquaculture.* 370–371:96–101. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2012.09.027>

- Handeland SO, Imsland AK, Stefansson SO. 2008. The effect of temperature and fish size on growth, feed intake, food conversion efficiency and stomach evacuation rate of Atlantic salmon post-smolts. *Aquaculture*. 283(1–4):36–42. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2008.06.042>
- Hernández C, Ibarra-Castro L, Hernández CH, Quintero-Martínez G, Aragón-Noriega EA, Tacon AG. 2015. Growth performance of spotted rose snapper in floating cages and continuous water-flow tank systems. *N Am J Aquacult*. 77(4): 423–428. <https://doi.org/10.1080/15222055.2015.1032458>
- Hernández CH, Hernández C, Martínez-Cordero FJ, Castañeda-Lomas N, Rodríguez-Domínguez G, Tacon AGJ, Aragón-Noriega EA. 2016. Effect of Density at harvest on the growth performance and profitability of hatchery-reared spotted rose snapper, *Lutjanus guttatus*, cultured in floating net cages. *J World Aquacult Soc*. 47(1):51–60. <https://doi.org/10.1111/jwas.12253>
- Hilborn R, Mangel M. 1997. The ecological detective: Confronting models with data. *Monographs in population biology* 28. Princeton (NJ): Academic Press. 315 p. <https://doi.org/10.1515/9781400847310>
- Ibarra-Castro L, Navarro-Flores J, Sánchez-Télles JL, Martínez-Brown JM, Ochoa-Bojorquez LA, Rojo-Cebreros AH. 2017. Hatchery production of Pacific white snook at CIAD-Unity Mazatlan, Mexico. *World Aquac*. 48(3):25–29.
- Islam GMN, Tai SY, Kusairi MN. 2016. A stochastic frontier analysis of technical efficiency of fish cage culture in Peninsular Malaysia. *SpringerPlus*. 5(1):1127. <https://doi.org/10.1186/s40064-016-27775-3>
- Jessop BM. 2010. Geographic effects on American eel (*Anguilla rostrata*) life history characteristics and strategies. *Can J Fish Aquat Sci*. 67(2):326–346. <https://doi.org/10.1139/f09-189>
- Jurado-Molina J, Gutiérrez-Benítez O, Roldan-Heredia A. 2018. Model uncertainty and Bayesian estimation of growth parameters of Yellowtail Snapper (*Ocyurus chrysurus*) from Veracruz, Mexico. *Hidrobiológica*. 28(2):191–199. <https://doi.org/10.24275/uam/izt/dcb/hidro/2018v28n2/jurado>
- Katsanevakis S. 2006. Modelling fish growth: Model selection, multi-model inference and model selection uncertainty. *Fish Res*. 81(2–3):229–235. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2006.07.002>
- Katsanevakis S, Maravelias CD. 2008. Modelling fish growth: multi-model inference as a better alternative to *a priori* using von Bertalanffy equation. *Fish Fish*. 9(2):178–187. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2979.2008.00279.x>
- Katzenmeyer ED. 2010. Fish growth responses to a changing environment: effects of aquatic nuisance species and environmental conditions in a shallow, eutrophic lake [MSc thesis]. [Ames (Iowa)]: Iowa State University. Department of Natural Resource and Management. 99 p. <https://doi.org/10.31274/etd-180810-1635>
- Kimura DK. 1980. Likelihood methods for the von Bertalanffy growth curve. *Fish Bull*. 77:765–774.
- Lambert Y, Dutil JD. 2001. Food intake and growth of adult Atlantic cod (*Gadus morhua* L.) reared under different conditions of stocking density, feeding frequency and size-grading. *Aquaculture*. 192(2–4):233–247. [https://doi.org/10.1016/S0044-8486\(00\)00448-8](https://doi.org/10.1016/S0044-8486(00)00448-8)
- Long L, Zhang H, Ni Q, Liu H, Wu F, Wang X. 2019. Effects of stocking density on growth, stress, and immune responses of juvenile Chinese sturgeon (*Acipenser sinensis*) in a recirculating aquaculture system. *Comp Biochem Physiol, Part C: Toxicol Pharmacol*. (219):25–34. <https://doi.org/10.1016/j.cbpc.2019.02.002>
- Lorenzen K, Enberg K. 2002. Density dependent growth as key mechanism in the regulation of fish populations: evidence from among-population comparisons. *P Roy Soc B*. 269(1486):49–54. <https://doi.org/10.1098/rspb.2001.1853>
- Martínez-Brown JM, Ibarra-Castro L, Rojo-Cebreros AH, López-Cabanillas J, Rodríguez-Trejo M, Ortíz-Galindo J. 2018. Acute hyperosmotic stress test for vigor assessment of first-feeding larvae of spotted sand bass *Paralabrax maculatofasciatus* and spotted rose snapper *Lutjanus guttatus* = Prueba de estrés hiperosmótico agudo para evaluar el vigor de larvas a la primera alimentación de la cabrilla arenera *Paralabrax maculatofasciatus* y del pargo flamenco *Lutjanus guttatus*. *Rev Biol Mar Oceanogr*. 53(1):87–93. <https://doi.org/10.4067/s0718-19572018000100087>
- Martínez-Cordero FJ, Sánchez-Zazueta E, Hernández C. 2017. Investment analysis of marine cage culture by applying bioeconomic reference points: A case study of the spotted rose snapper (*Lutjanus guttatus*) in Mexico. *Aquacult Econ Manage*. 22(2):209–228. <https://doi.org/10.1080/13657305.2017.1295489>
- M'balaka M, Kassam D, Rusuwa B. 2012. The effect of stocking density on the growth and survival of improved and unimproved strains of *Oreochromis shiranus*. *Egypt J Aquat Res*. 38(3):205–211. <https://doi.org/10.1016/j.ejar.2012.12.013>
- Noble C, Kadri S, Mitchel DF, Huntingford FA. 2007. Influence of feeding regime on intraspecific competition, fin damage and growth in 1+ Atlantic salmon parr (*Salmo salar* L.) held in freshwater production cages. *Aquacult Res*. 38(11):1137–1143. <http://doi.org/10.1111/j.1365-2109.2007.01777.x>
- Papoutsoglou SE, Tziha G, Vrettos X, Athanasiou A. 1998. Effects of stocking density on behavior and growth rate of European sea bass (*Dicentrarchus labrax*) juveniles reared in a closed circulated system. *Aquac Eng*. 18(2):135–144. [https://doi.org/10.1016/s0144-8609\(98\)00027-2](https://doi.org/10.1016/s0144-8609(98)00027-2)
- Pörtner HO, Berdal B, Blust R, Brix O, Colosimo A, Wachter B De, Guiliani A, Johansen T, Fisher T, Knust R, et al. 2001. Climate induced temperature effects on growth performance, fecundity and recruitment in marine fish: developing a hypothesis for cause and effect relationships in Atlantic cod (*Gadus morhua*) and common eelpout (*Zoarces viviparus*). *Cont Shelf Res*. 21(18–19):1975–1997.
- Quinn TJ, Deriso RB. 1999. *Quantitative fish dynamics*. 1st ed. New York (USA): Oxford University Press. 543 p.
- R Core Team. 2020. R: A language and environment for statistical computing. Vienna (Austria): R Foundation for Statistical Computing; [accessed 2020 February 17]. <https://www.r-project.org/>
- Ricker WE. 1975. Computation and interpretation of biological statistic of fish populations. *Fish Res Board Can Bulletin*. 191.
- Rieman BE, Myers DL. 1992. Influence of fish density and relative productivity on growth of kokanee in ten oligotrophic lakes and reservoirs in Idaho. *Trans Am Fish Soc*. 121(2):178–191. [https://doi.org/10.1577/1548-8659\(1992\)121<0178:iofdar>2.3.co;2](https://doi.org/10.1577/1548-8659(1992)121<0178:iofdar>2.3.co;2)
- Saoud IP, Ghanawi J, Lebbos N. 2008. Effects of stocking density on the survival, growth, size variation and condition index of juvenile rabbitfish *Siganus rivulatus*. *Aquacult Int*. 16:109–116. <https://doi.org/10.1007/s10499-007-9129-7>
- Schnute J. 1981. A versatile growth model with statistically stable parameters. *Can J Fish Aquat Sci*. 38(9):1128–1140. <https://doi.org/10.1139/f81-153>
- Schnute JT, Richards LJ. 1990. A unified approach to the analysis of fish growth, maturity, and survivorship data. *Can J Fish Aquat Sci*. 47(1):24–40. <https://doi.org/10.1139/f90-003>

- Schwarz GE. 1978. Estimating the dimension of a model. *Ann Stat.* 6(2):461–464.
<https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- [SEPESCA] Secretaría de Pesca y Acuicultura, Subsecretaría de Fomento y Desarrollo Pesquero, Instituto de Acuicultura del Estado de Sonora. 1994. Desarrollo Científico y Tecnológico para el Cultivo de Snapper (*Lutjanus* sp) en Jaulas Flotantes Mexico: SEPESCA. 86 p.
- Silva-Carrillo Y, Hernández C, Hardy WR, González-Rodríguez B, Castillo-Vargasmachuca S. 2012. The effect of substituting fish meal with soybean meal on growth, feed efficiency, body composition and blood chemistry in juvenile spotted rose snapper, *Lutjanus guttatus* (Steindachner, 1869). *Aquaculture.* 364–365:180–185.
<https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2012.08.007>
- Staggs MD, Otis KJ. 1996. Factors affecting first-year growth of fishes in Lake Winnebago, Wisconsin. *N Am J Fish Manage.* 16(3):608–618.
[https://doi.org/10.1577/1548-8675\(1996\)016<0608:fafygo>2.3.co;2](https://doi.org/10.1577/1548-8675(1996)016<0608:fafygo>2.3.co;2)
- Von Bertalanffy L. 1957. Quantitative laws in metabolism and growth. *Q Rev Biol.* 32(3):217–231.
<https://doi.org/10.1086/401873>
- Yoshioka H, Yaegashi Y, Yoshioka Y, Tsugihashi K. 2019. A short note on analysis and application of a stochastic open-ended logistic growth model. *Letters in Biomathematics.* 6(1):67–77.
<https://doi.org/10.1080/23737867.2019.1691946>