

# Inferencia multimodelo: cálculo de la talla media de madurez del ostión de roca *Striostrea prismatica* en Nayarit, México

Vicente Hernández-Covarrubias\*, José Luis Patiño-Valencia\*\* y Hugo Aguirre-Villaseñor\*<sup>Δ</sup>

El ostión de roca *Striostrea prismatica* es una especie de valor comercial presente en la zona tropical de la costa del Pacífico mexicano. La Carta Nacional Pesquera reconoce esta especie como *Crassostrea iridescens* (Hanley 1854); sin embargo, éste es un sinónimo de *S. prismatica* (Huber 2012). La talla media de madurez sexual ( $L_{50}$ ) se estimó a partir de seis modelos sigmoideos para 83 hembras y 121 machos, los organismos fueron muestreados en el litoral de Nayarit durante el periodo 2008-2010. La selección del mejor modelo se realizó con base en el criterio de información de Akaike corregido ( $AIC_c$ ). El mejor modelo para las hembras fue el de Brouwer y Griffiths ( $L_{50} = 9.1$  cm de longitud total,  $LT$ ), y para los machos el de Gompertz fue el más aceptado ( $L_{50} = 9$  cm  $LT$ ). En ambos sexos, la diferencia entre  $AIC_c$  fue menor a dos. Acorde con la inferencia multimodelo, los cinco modelos se utilizaron para estimar el global por sexo. En hembras, el valor de  $L_{50}$  fue 9.0 cm y el  $IC_{95\%}$  de 8.8 a 9.1 cm y en machos  $L_{50}$  fue 8.9 cm,  $IC_{95\%}$  de 8.7 a 9.0 cm. Los valores de ambos sexos coinciden con aquellos registrados en la Carta Nacional Pesquera. En el presente trabajo no hay un claro “modelo ganador”, por lo que la inferencia multimodelo es útil en el cálculo de un modelo global.

**Palabras clave:** Modelos sigmoideos, selección de modelos, criterio de información, modelo global.

## Multi-model inference: Estimation of mean size at sexual maturity for the tropical rocky oyster *Striostrea prismatica* from Nayarit, Mexico

The rocky oyster *Striostrea prismatica* is an important commercial species found off shores in the Mexican Pacific. The National Fishery Chart recognizes this species as *Crassostrea iridescens* (Hanley 1854); although it is a synonym of *S. prismatica* (Huber 2012). The mean size at sexual maturity ( $L_{50}$ ) was estimated using six sigmoid models for 83 females and 121 males, those organisms were sampled along the coast of Nayarit from 2008 to 2010. The best model was selected using the bias-corrected Akaike information criterion ( $AIC_c$ ). The best model for females was Brouwer and Griffiths ( $L_{50} = 9.1$  cm total length,  $LT$ ), and the Gompertz model for males ( $L_{50} = 9$  cm  $LT$ ). For both sexes differences among  $AIC_c$  was less than two. According to the multimodel inference approach, the model-average for each sex was estimated, using all five models. For females,  $L_{50}$  was 9.0 cm and  $IC_{95\%}$  varied from 8.8 to 9.1 cm, while for males  $L_{50}$  was 8.9 cm,  $IC_{95\%}$  was 8.7 to 9.0 cm. For both sexes values of  $L_{50}$  agree with the value reported in the National Fishery Chart. In the present work there is no clear “winner model”, but nonetheless the multimodel inference approach is a useful method for estimating the mean size at sexual maturity.

**Key words:** Sigmoid models, model selection, information criterion.

## Introducción

El ostión de roca *Striostrea prismatica* (Gray 1825) es un molusco bivalvo de valor comercial

presente en la zona tropical de la costa del Pacífico mexicano. La Carta Nacional Pesquera (DOF 2012) reconoce esta especie como *Crassostrea iridescens* (Hanley 1854); sin embargo, éste es un sinónimo de *S. prismatica* (Huber 2012<sup>1</sup>). En particular en la costa de Nayarit, la captura de ostión de roca forma parte de la pesca artesanal,

\* Centro Regional de Investigación Pesquera - Mazatlán. Instituto Nacional de Pesca. SAGARPA. Av. Sábalo-Cerritos s/n AP 1177, Mazatlán, CP 82010, Sinaloa, México. <sup>Δ</sup> hugo.aguirre@inapesca.gob.mx

\*\* Centro Regional de Investigación Pesquera - Bahía de Banderas. Instituto Nacional de Pesca. SAGARPA. Tortuga Núm. 1, La Cruz de Huanacaxtle, AP 59, CP 63732, Bucerías, Nayarit, México.

1. HUBER M. 2012. *Ostrea iridescens* Hanley, 1854. World Register of Marine Species. <http://www.marinespecies.org/aphia.php?p=taxdetails&id=542127>. 2013-04-29.

siendo un recurso altamente sensible y fácil de ser sobreexplotado (Patiño *et al.* 2010<sup>2</sup>). La pesca furtiva y la extracción de organismos que no han alcanzado la madurez, son elementos perjudiciales para las poblaciones de ostión. Con la finalidad de coadyuvar a formular la normatividad y el plan de manejo de este recurso, que representa una percepción económica importante para el sector social, es necesario determinar el ciclo reproductivo de la especie para establecer algunos puntos de referencia a partir de la época del reclutamiento y la talla de primera madurez sexual.

Dado que es difícil determinar el sexo y el estadio de madurez de *S. prismatica* a nivel macroscópico, los estudios en este contexto utilizan técnicas histológicas para ello (Ruiz-Durá 1974<sup>3</sup>, Cuevas-Guevara y Martínez-Guerrero 1978, Fournier-Leiva 1992).

La longitud media de madurez ( $L_{50}$ ) es un indicador clave en el manejo de pesquerías cuando el objetivo del manejo se expresa en términos del tamaño de la progenie relacionada con algún nivel de referencia (Punt *et al.* 2006). Regularmente el modelo sigmoideo ha sido utilizado para describir la relación entre la talla y la madurez sexual, pero existen varios modelos para la estimación de este parámetro (Trippel y Harvey 1991, Brouwer y Griffiths 2005, Zhu *et al.* 2011). Se ha utilizado gran variedad de curvas sigmoideas para modelar la  $L_{50}$  y la gran mayoría se basa en la distribución normal acumulada.

La inferencia multimodelo postula que cuando los datos soportan evidencia de más de un modelo, en lugar de estimar los parámetros a partir de sólo “el mejor modelo”, es posible hacerlo a

partir de varios e incluso todos los modelos considerados. Obtener a partir de varios modelos el valor promedio de la variable predicha, es una ventaja para alcanzar una inferencia robusta que no esté condicionada a un solo modelo (Burnham y Anderson 2002). El objetivo del presente trabajo es estimar la  $L_{50}$  del ostión de roca con la técnica de la inferencia multimodelo.

## Materiales y métodos

Los organismos se colectaron cada mes, de junio de 2008 a noviembre de 2010, en la zona que comprende la línea costera desde la ensenada Los Cocos, en el poblado de Santa Cruz de Miramar, Nayarit, que se localiza a 21.45° N y -105.18° O y la ensenada de Litibú, Nayarit, ubicada en las coordenadas 20.75° N y -105.5° O (Fig. 1).

Se realizó el análisis de madurez en los tejidos gonádicos mediante histología con la técnica de Hematoxilina y Eosina (Howard y Smith 1983). La asignación del estadio de madurez de los organismos se realizó de acuerdo con Cuevas-Guevara y Martínez-Guerrero (1978), que describen las diferentes fases de desarrollo gonádico (I indiferenciado, II desarrollo, III maduro, IV desove y V posdesove). Para este análisis se consideró como maduras a las hembras y los machos en estadios III y IV.

Para cada sexo se obtuvo la frecuencia acumulada de organismos maduros agrupados en intervalos de clase de 1 cm. A partir de cinco modelos sigmoideos se estimó la longitud media de madurez ( $L_{50}$ ), definida como aquella de la concha a la que al menos 50% de los organismos de un sexo está maduro. Para todos los modelos considerados,  $P_i$  es la proporción de organismos maduros dentro de la clase de tallas  $i$ ,  $L_{50}$  es el parámetro en común y los parámetros  $\beta_i$  tienen diferente significado en cada uno de los cinco modelos (Tabla 1).

Los parámetros de los modelos se estimaron minimizando las funciones objetivo (Ec. 1 y 2).

Donde:  $LT_{ei}$  es la longitud estimada al intervalo de talla  $i$ ,  $LT_{oi}$  es la longitud observada al intervalo de talla  $i$ , el valor de  $\sigma$  fue estimado como (Ec. 3).

2. PATIÑO-VALENCIA JL, PA Ulloa-Ramírez, V Hernández-Covarrubias, J Tovar-Ávila, ME Zárate-Becerra, D Puga-López, ML Guevara-Rascado y R Sánchez-Regalado. 2010. Distribución y abundancia de los principales recursos bentónicos de la región, ostión de roca (*Crassostrea iridescens*), entre otros, en las costas del estado de Nayarit. Informe de investigación (Documento interno). INAPESCA. 31p.
3. RUÍZ-DURÁ MF. 1974. Estudio histológico comparativo de los ciclos gonádicos de *Ostrea corteziensis* Hertlein, *Crassostrea virginica* Gmelin, y *Crassostrea iridescens* Hanley. Simposio sobre Acuicultura en América Latina. Montevideo, Uruguay. 26 de noviembre a 2 de diciembre de 1974. SE/18p.

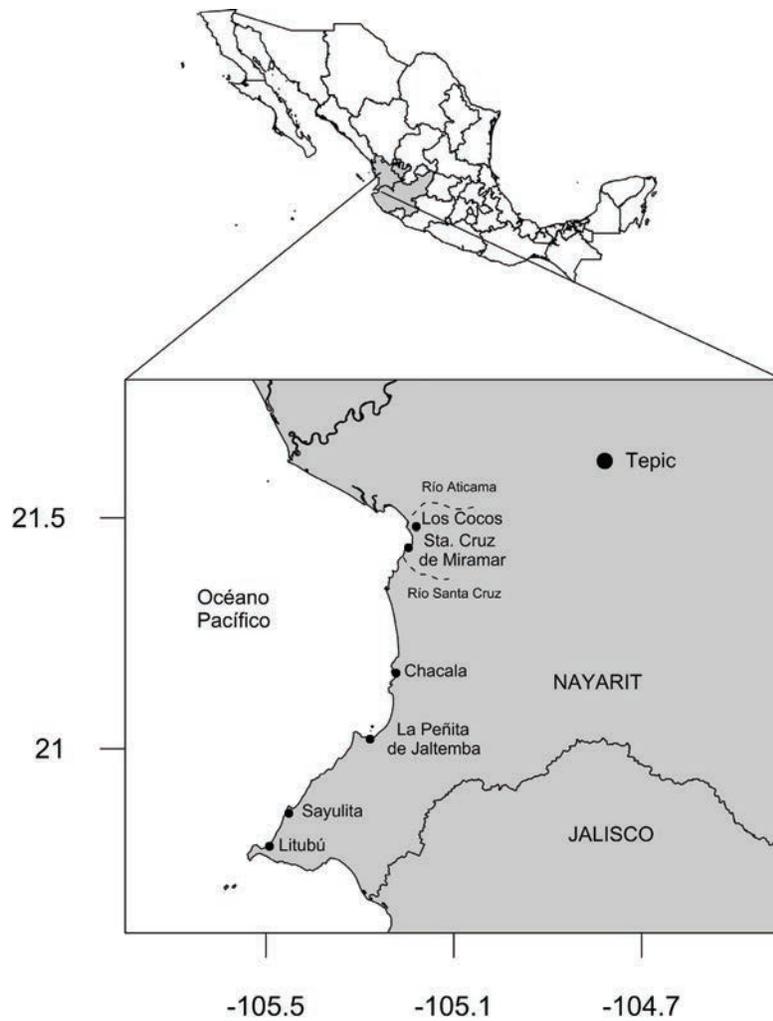


Fig. 1. Zona de muestreo en la costa del océano Pacífico mexicano, el área está comprendida entre Santa Cruz de Miramar y Litubú, Nayarit.

Tabla 1

Modelos logísticos utilizados para el ajuste de la talla media de madurez  $L_{50}$ . Los parámetros por estimar para cada modelo no son equiparables, el único en común es  $L_{50}$ . Los modelos se pueden consultar en los trabajos de Brouwer y Griffiths (2005) y Zhu *et al.* (2011)

Autor o fuente	Modelo	Parámetros por estimar
Gompertz (1825)	$P_i = \exp^{-\exp^{-\beta_1(L_i - L_{50})}}$	$\beta_1, L_{50}$
Richards (1959)	$P_i = [1 - (1 - \beta_2) \exp^{-\beta_1(L_i - L_{50})}]^{1/(1-\beta_2)}$	$\beta_1, \beta_2, L_{50}$
Lysack (1980)	$P_i = \frac{1}{1 + \exp^{-\beta_1(L_i - L_{50})}}$	$\beta_1, L_{50}$
White (2002)	$P_i = \frac{1}{1 + \exp\left[\frac{-\ln(19)}{\beta_1} \frac{(L_i - L_{50})}{L_{50}}\right]}$	$\beta_1, L_{50}$
Brouwer y Griffiths (2005)	$P_i = \frac{1}{1 + \exp^{-(L_i - L_{50})/\beta_1}}$	$\beta_1, L_{50}$

$$-\log L(L_{50}, \beta_1 | \text{datos}) = \sum_{i=1} \left[ -\frac{1}{2} * \ln(2 * \pi) \right] - \left[ \frac{1}{2} * \ln(\sigma^2) - \frac{(\ln LT_{ei} - \ln LT_{oi})^2}{2 * \sigma^2} \right] \quad \text{Ec. 1}$$

$$-\log L(L_{50}, \beta_1, \beta_2 | \text{datos}) = \sum_{i=1} \left[ -\frac{1}{2} * \ln(2 * \pi) \right] - \left[ \frac{1}{2} * \ln(\sigma^2) - \frac{(\ln LT_{ei} - \ln LT_{oi})^2}{2 * \sigma^2} \right] \quad \text{Ec. 2}$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln LT_{ei} - \ln LT_{oi})^2} \quad \text{Ec. 3}$$

$$\theta = \sum_{i=1} w_i \hat{\theta}_i \quad \text{Ec. 7}$$

Donde:  $n$  es el número de intervalos de clase.

Los intervalos de confianza de  $L_{50}$  se estimaron a partir del cálculo de los perfiles de verosimilitud suponiendo una distribución  $\chi^2$ , con  $m$  grados de libertad (Polacheck *et al.* 1993).

$$IC = 2[L(Y \setminus p) - L(Y \setminus p_{est})] \leq \chi_{df, 1-\alpha}^2 \quad \text{Ec. 4}$$

Donde:  $L(Y \setminus p_{est})$  es el logaritmo de la máxima verosimilitud del parámetro y  $L(Y \setminus p)$  es el logaritmo de la verosimilitud del parámetro dentro del perfil de verosimilitud.  $\chi_{df, 1-\alpha}^2$  es el valor de la distribución a un nivel de confianza  $1-\alpha$  ( $\alpha = 0.05$ ) y grados de libertad.

Para elegir el mejor modelo, dados los datos, se utilizó el criterio de decisión de Akaike corregido ( $AIC_c$ ):

$$AIC_c = -2 \log L + 2K + \frac{2K(K+1)}{n-K-1} \quad \text{Ec. 5}$$

Donde:  $K$  es el número de parámetros por estimar y  $n$  es el número de puntos tomados en cuenta para el ajuste de los modelos. El mejor se seleccionó a partir del valor más bajo de  $AIC_{cmin}$  (Burnham y Anderson 2004).

Las diferencias de  $AIC_c$  fueron obtenidas para cada uno de los modelos:

$$\Delta_i = AIC_{c,i} - AIC_{c,min} \quad \text{Ec. 6}$$

De acuerdo con Burnham y Anderson (2002), los modelos con un  $\Delta_i < 2$  tienen un soporte sustancial y deben ser incluidos para futuras consideraciones. Utilizando el enfoque de la inferencia multimodelo se calcularon el modelo promedio ( $L_{50}$ ) y los límites inferior ( $IC_L$ ) y superior ( $IC_U$ ) del intervalo de confianza promedio:

Donde:  $\theta$  es el valor promedio a estimar,  $\hat{\theta}_i$  es el valor estimado multiplicado y  $w_i$  el ponderado de Akaike para cada modelo  $i$ :

$$w_i = \left( \exp(-0.5\Delta_i) / \sum_{i=1}^n \exp(-0.5\Delta_i) \right) \quad \text{Ec. 8}$$

## Resultados

Se analizaron 451 organismos, 83 hembras, 121 machos, dos hermafroditas y 247 indiferenciados. El intervalo de talla ( $LT$ ) de hembras inmaduras fue de 7.2 a 12.7 cm, se observó una moda en 9 cm; el intervalo de hembras maduras fue de 6.6 a 15.8 cm, se observaron tres grupos modales, el más numeroso con una moda en 9 cm, el segundo en 13 cm y el tercero en 15 cm (Fig. 2a). El intervalo de talla ( $LT$ ) de machos inmaduros fue de 7.2 a 14.8 cm, se observó una moda en 9 cm, el intervalo de talla de machos maduros fue de 5.8 a 14.3 cm; se distinguen dos grupos modales, el primero con una moda en 6 cm y el segundo en 10 cm (Fig. 2b). Hubo dos organismos hermafroditas maduros con tallas de 6.6 y 9.1 cm. El intervalo de talla ( $LT$ ) de los indiferenciados fue de 6.6 a 9.1 cm y se observó una moda en 9 cm (Fig. 2c).

La talla media de madurez fue calculada para hembras y machos utilizando cinco modelos. En hembras, el que mejor se ajusta a los datos analizados es el de Richards ( $\log L = -2.43$ ) a lo largo del intervalo de tallas muestreado. Los modelos de Gompertz, Lysack, White y Brouwer y Griffiths se ajustan mejor a los valores observados  $\leq 0.5$ , que para los valores  $\geq 0.5$  donde se sobrestiman los valores observados (Fig 3a). En machos, el modelo que mejor se ajusta a los datos

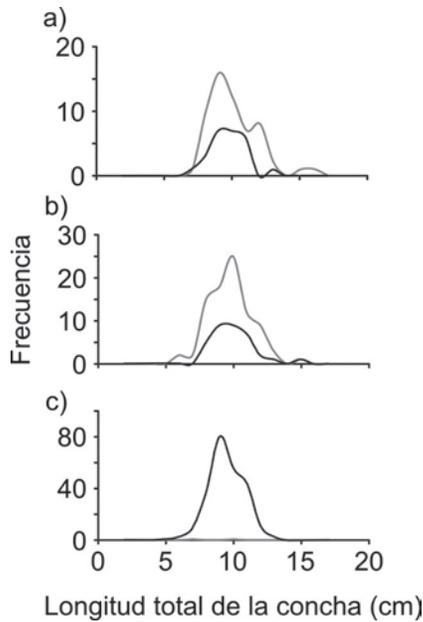


Fig. 2. Polígono de frecuencia de longitud total de la concha del ostión de roca *Crassostrea iridescens* por sexo: a) hembras, b) machos y c) indiferenciados. La línea negra indica los inmaduros y la línea gris los maduros.

analizados es también el de Richards ( $\log L = -2.1$ ) a lo largo del intervalo de tallas muestreado. Los modelos Lysack, White y Brouwer y Griffiths se ajustan mejor a los valores observados  $\leq 0.5$ , que para los valores  $\geq 0.5$  donde se sobrestiman los valores observados. El modelo de Gompertz sobrestima los valores antes del punto medio (0.5) y después de éste los subestima (Fig. 3b). En ambos sexos, los datos presentan un sesgo hacia la derecha que no pueden ser explicados correctamente por el modelo de Gompertz, Lysack, White y Brouwer y Griffiths (Fig. 3).

En hembras, el valor más bajo se estimó con el modelo de Gompertz ( $L_{50} = 8.6$  cm,  $IC_{95\%} = 8.6 - 8.7$  cm) y el más alto con los modelos de Lysack ( $L_{50} = 9.1$  cm,  $IC_{95\%} = 8.9 - 9.3$  cm), White ( $L_{50} = 9.1$  cm,  $IC_{95\%} = 9.0 - 9.2$  cm) y Brouwer y Griffiths ( $L_{50} = 9.1$  cm,  $IC_{95\%} = 8.9 - 9.3$  cm) (Fig. 4a). En machos, el valor más bajo se estimó con el de Gompertz ( $L_{50} = 8.5$  cm,  $IC_{95\%} = 8.3 - 8.6$  cm) y el más alto con los de Lysack ( $L_{50} = 9.0$  cm,  $IC_{95\%} = 8.9 - 9.2$  cm), White ( $L_{50} = 9.0$  cm,  $IC_{95\%} = 8.9 - 9.1$  cm) y Brouwer y Griffiths ( $L_{50} = 9.0$  cm,  $IC_{95\%} = 8.9 - 9.2$  cm) (Fig. 4b). En los cinco modelos, el valor de la  $L_{50}$  fue mayor en las hembras que en los machos.

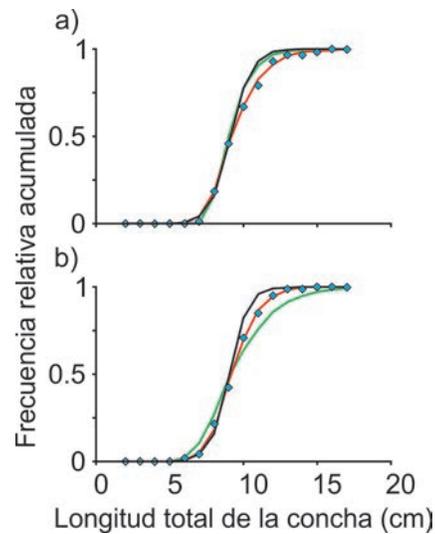


Fig. 3. Frecuencia acumulada porcentual observada (rombo) y el ajuste a los modelos de Richards (línea roja), Gompertz (línea verde), Lysack (línea azul), White (línea negra) y Brouwer y Griffiths (línea anaranjada), para: a) hembras y b) machos.

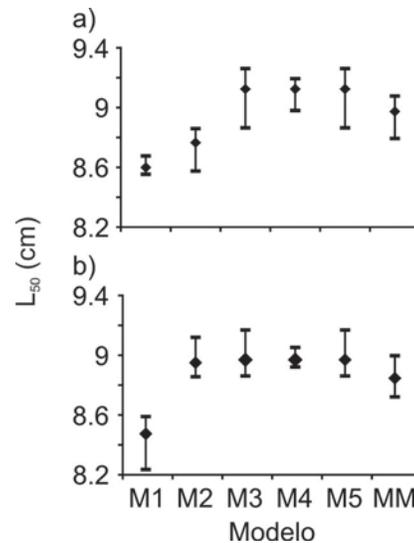


Fig. 4. Valor estimado de la talla media de madurez (rombo) y su intervalo de confianza del 95% (guión) para: a) hembras y b) machos para los modelos de: Gompertz (M1), Richards (M2), Lysack (M3), White (M4), Brouwer y Griffiths (M5) y el modelo global (MM).

Comparando los cinco modelos, en hembras el valor mínimo de  $AIC_c$  fue 11 para el modelo de Brouwer y Griffiths y se acepta como el mejor modelo; sin embargo, la diferencia de  $AIC_c$  ( $\Delta_i$ ) entre éste y los modelos de Lysack y White es de  $4.4E-09$  y  $5.4E-07$ , respectivamente. Cada uno de estos modelos aporta 21.9% ( $w_i\%$ ) de la evidencia del modelo global; el de Gompertz, 20.8% y

el que menos es el de Richards con 13.5%. El valor de  $\Delta_i$  de los cinco modelos fue menor de dos, por lo que se utilizaron los cinco modelos para estimar el global (Tabla 2). El valor de  $L_{50}$  fue 9.0 cm y el del  $IC_{95\%}$  de 8.8 a 9.1 cm (Fig. 4a).

En machos, el valor mínimo de  $AIC_c$  fue 10.5 para el modelo de Gompertz y se acepta como el mejor modelo: aporta 24% ( $w_i\%$ ) de la evidencia del global; el que menos es el de Richards con 13.2%. El valor de  $\Delta_i$  de los cinco modelos fue menor de dos, por lo que se utilizaron los cinco modelos para estimar el modelo global (Tabla 2). El valor de  $L_{50}$  fue 8.9 cm y el del  $IC_{95\%}$  de 8.7 a 9.0 cm (Fig. 4b).

### Discusión

Se analizaron cinco modelos para estimar el valor de  $L_{50}$  en hembras y machos de *S. prismatica* en la costa sur de Nayarit. Para todos, el valor de  $L_{50}$  fue mayor en hembras que en machos, pero la diferencia entre sexos no fue significativa, es decir, el intervalo de confianza de un sexo incluye el del otro para el mismo modelo.

El modelo de Richards es de tres parámetros, tiene uno de forma que le permite modelar las curvas con mayor precisión, mientras que los logísticos (Lysack, White y Brouwer y Griffiths) y el de Gompertz presentan dos parámetros. El de Richards es el que mejor se ajusta a los datos de hembras (-logL = 2.43) y machos (-logL = 2.1); sin embargo, utilizando el criterio de información de  $AIC_c$ , el modelo de Brouwer y Griffiths se acepta como el mejor para las hembras y el de Gompertz para los machos, debido a la penalización del parámetro extra del de Richards. Para

ambos sexos, la diferencia de  $AIC_c$  del “modelo ganador” y el resto de los modelos presentan una  $\Delta_i \leq 2$ . De acuerdo con el criterio de inferencia multimodelo (Burnham y Anderson 2002), no existe uno “claramente ganador”, por lo que es necesario incluir los cinco para estimar el global.

El hecho de que el mejor modelo sea distinto para cada sexo se debe a la calidad y a la estructura de los datos. Estudios basados en simulación han probado diferentes tipos de distribución logística, sin sesgo, con sesgo hacia la derecha o con sesgo hacia la izquierda, encontrando diferencias en el estimado de  $L_{50}$  dependiendo de la estructura y el número de datos (Trippel y Harvey 1991, Chen y Paloheirno 1994, Punt *et al.* 2006).

Los estudios realizados para *S. prismatica* son pocos y encaminados a determinar su ciclo y sus épocas reproductivas (Cuevas-Guevara y Martínez-Guerrero 1978, Frías-Espericueta *et al.* 1997). La Carta Nacional Pesquera (DOF 2012) señala como medidas administrativas de manejo del recurso, las zonas y épocas de veda para el ostión de roca de los litorales de Sinaloa hasta Chiapas, la talla mínima de captura para el Pacífico mexicano de 90 mm de  $LT$  para permitir la renovación del *stock* de reproductores. Sin embargo, no se cuenta con estimaciones de  $L_{50}$  en la Carta Nacional Pesquera. En el presente trabajo, el valor estimado de  $L_{50}$  (modelo global) en hembras fue 90 mm  $LE$  ( $IC_{95\%}$  88 a 91 mm) y en machos  $L_{50}$  89 mm ( $IC_{95\%}$  87 a 90 mm), valores que coinciden con el de talla mínima de captura estipulado en la Carta Nacional Pesquera (DOF 2012), lo que permite que casi 50% de la población alcance su madurez sexual antes de ser capturada. Para la costa este de Baja California Sur,

**Tabla 2**  
Resultados del ajuste y la selección de los cinco modelos utilizados en el estimado de la  $L_{50}$  para cada sexo del ostión de roca *Striostrea prismatica* (*Crassostrea iridescens*)

Autor o fuente	Hembras				Machos			
	-logL	$AIC_c$	$\Delta_i$	$w_i\%$	-logL	$AIC_c$	$\Delta_i$	$w_i\%$
Gompertz (1825)	-3.37	11.1	0.1	20.8	-3.0	10.5	0.0	24.0
Richards (1959)	-2.43	12.0	1.0	13.5	-2.1	11.7	1.2	13.2
Lysack (1980)	-3.32	11.0	4.4E-09	21.9	-3.1	10.7	0.3	20.9
White (2002)	-3.32	11.0	5.4E-07	21.9	-3.1	10.7	0.3	20.9
Brouwer y Griffiths (2005)	-3.32	11.0	0.0	21.9	-3.1	10.7	0.3	20.9

el valor estimado de  $L_{50}$  es menor (Vélez-Barajas 1996). Se ha observado en otros recursos que las discrepancias entre parámetros estimados se pueden deber a múltiples factores: diferencias fenotípicas de los *stocks* a lo largo de un gradiente latitudinal o temporal (Richards *et al.* 1990, Zhu *et al.* 2011), a la calidad y la estructura de los datos (Trippel y Harvey 1991, Chen y Paloheimo 1994, Punt *et al.* 2006) y la elección del modelo (Burnham y Anderson 2002, Zhu *et al.* 2011). En este sentido, es importante uniformar criterios para minimizar las diferencias por errores de proceso y evaluar la eficiencia y la parsimonia de diferentes modelos a partir del criterio de información dados los datos. En el presente trabajo no existe un modelo “claramente ganador”, por lo que la inferencia multimodelo es útil en la estimación de un modelo global. El uso de dicha inferencia es una herramienta muy poderosa en la toma de decisiones, pues permite confrontar diferentes hipótesis (modelos) e incluir los más plausibles en un modelo global incorporando la información de todos éstos.

### Agradecimientos

Un reconocimiento especial a los pescadores ostioneros en los sitios de muestreo, por su valioso apoyo en las actividades de campo. A los revisores anónimos por sus comentarios y sugerencias a este manuscrito.

### Literatura citada

- BROUWER SL y MH Griffiths. 2005. Reproductive biology of Carpenter Seabream (*Argyrozona argyrozona*) (Pisces: Sparidae) in a marine protected area. *Fishery Bulletin* 103(2): 258-269.
- BURNHAM KP y DR Anderson. 2002. *Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach*. Springer. New York. 488p.
- BURNHAM KP y DR Anderson. 2004. Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods and Research* 33(2): 261-304.
- CHEN Y y JE Paloheirno. 1994. Estimating fish length and age at 50% maturity using a logistic type model. *Aquatic Sciences* 56(13): 206-219.
- CUEVAS-GUEVARA CA y A Martínez-Guerrero. 1978. Estudio gonádico de *Crassostrea corteziensis* Hertlein, *C. palmula* Carpenter y *C. iridescens* Hanley, de San Blas, Nayarit, México (Bivalvia: Ostreidae). *Anales del Instituto de Ciencias del Mar y Limnología Universidad Nacional Autónoma de México* 6(2): 81-98.
- DOF. 2012. Carta Nacional Pesquera. Diario Oficial de la Federación. México. 24 de agosto de 2012.
- FOURNIER-LEIVA ML. 1992. The reproductive biology of the tropical rocky oyster *Ostrea iridescens* (Bivalvia: Ostreidae) on the Pacific coast of Costa Rica. *Aquaculture International* 101(3/4): 371-378.
- FRÍAS-ESPERICUETA MG, F Páez-Osuna y JI Osuna-López. 1997. Seasonal changes in the gonadal state of the oysters *Crassostrea iridescens* and *Crassostrea corteziensis* (Filibranchia: Ostreidae) in the Northwest coast of Mexico. *Revista de Biología Tropical* 45(31): 1061-1065.
- GOMPERTZ B. 1825. On the nature of the function expressive of the law of human mortality. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* 115: 513-585.
- HOWARD DW y CS Smith. 1983. Histological techniques for mariner bivalve mollusks. NOAA Technical Memorandum NMFS-F/NEC-25. U.S. Department of Commerce. Woods Hole. 96p.
- LYSACK W. 1980. 1979 Lake Winnipeg fish stock assessment program. Manitoba Department of Natural Resources, MS Report No. 80-30, Canada. 118p.
- POLACHECK T, R Hilborn y AE Punt. 1993. Fitting surplus production models: Comparing methods and measuring uncertainty. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 50(12): 2597-2607.
- PUNT AE, D Hobday y R Flint. 2006. Bayesian hierarchical modeling of maturity-at-length for rock lobsters, *Jasus edwardsii*, off Victoria, Australia. *Marine and Freshwater Research* 57: 503-511.
- RICHARDS FJA. 1959. A flexible growth functions for empirical use. *Journal of Experimental Botany* 10: 290-300.
- RICHARDS LJ, JT Schnute y CM Hand. 1990. A multivariate maturity model with a comparative analysis of three Lingcod (*Ophiodon elongatus*) stocks. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 47(5): 948-959.
- TRIPPEL EA y HH Harvey. 1991. Comparison of methods used to estimate age and length of fishes at sexual maturity using populations of White Sucker (*Catostomus commersoni*). *Canadian*

*Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 48(8): 1446-1459.

VÉLEZ-BARAJAS JA. 1996. Pesquería de ostión de piedra. En: M Casas-Valdez y G Ponce-Díaz (eds.). *Estudio del potencial pesquero y acuícola de Baja California Sur*. Secretaría de Medio Ambiente Recursos Naturales y Pesca. México, pp: 113-120.

WHITE WT, NG Hall e IC Potter. 2002. Size and age compositions and reproductive biology of the

nervous shark *Carcharhinus caudus* in a large subtropical embayment, including an analysis of growth during pre- and postnatal life. *Marine Biology* 141: 1153-1164.

ZHU GP, XJ Dai, LM Song y LX Xu. 2011. Size at sexual maturity of Bigeye Tuna *Thunnus obesus* (Perciformes: Scombridae) in the tropical waters: a comparative analysis. *Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 11: 149-156.

*Recibido: 15 de mayo de 2013.*

*Aceptado: 14 de diciembre de 2013.*