



Ciencias Marinas

ISSN: 0185-3880

cmarinas@uabc.mx

Universidad Autónoma de Baja California

México

Aguirre-Villaseñor, H; Morales-Bojórquez, E; Morán-Angulo, RE; Madrid-Vera, J; Valdez-Pineda, MC
Indicadores biológicos de la pesquería de sierra (*Scomberomorus sierra*) al sur del Golfo de California,
México

Ciencias Marinas, vol. 32, núm. 3, septiembre, 2006, p. 471484

Universidad Autónoma de Baja California

Ensenada, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=48032301>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Indicadores biológicos de la pesquería de sierra (*Scomberomorus sierra*) al sur del Golfo de California, México

Biological indicators for the Pacific sierra (*Scomberomorus sierra*) fishery in the southern Gulf of California, Mexico

H Aguirre-Villaseñor^{1*}, E Morales-Bojórquez², RE Morán-Angulo³, J Madrid-Vera¹, MC Valdez-Pineda³

¹ Instituto Nacional de la Pesca, Centro Regional de Investigación Pesquera-Mazatlán, Calzada Sábalo-Cerritos s/n, Apartado postal 1177, Mazatlán, Sinaloa, México. * E-mail: haguirre@ola.icmyl.unam.mx.

² Instituto Nacional de la Pesca, Centro Regional de Investigación Pesquera-La Paz, Laboratorio de Dinámica de Poblaciones del Pacífico Norte, Carretera a Pichilingue s/n, Col. Esterito, La Paz, , CP 23020, Baja California Sur, México.

³ Laboratorio de Ecología de Pesquería, Facultad de Ciencias del Mar, Universidad Autónoma de Sinaloa, Paseo Clausen s/n, Apartado postal 610, Mazatlán, Sinaloa, México.

Resumen

De febrero de 2002 a marzo de 2003 se estudió la pesquería comercial de sierra (*Scomberomorus sierra*) en Mazatlán, Sinaloa, México. Se analizó la estructura de tallas para estimar los parámetros de crecimiento individual, la longitud de primera madurez y la de primera captura. Se observó que el stock de la zona sur del Golfo de California, México, tiene seis grupos de edad. Las hembras inician su madurez en abril y durante mayo sucede el desove. De acuerdo a la estimación, la longitud de primera captura fue de 398 mm de longitud furcal (c. 2 años 10 meses), mientras que la longitud de primera madurez fue de 443 mm de longitud furcal (c. 3 años). Al superponer las curvas se observa que 70% de la captura fue representada por hembras con longitud furcal menor que la talla de primera madurez, es decir, cuando las hembras alcanzan la longitud de primera madurez, una fracción (70%) ya ha sido capturada. Durante las últimas 17 temporadas de pesca las descargas de sierra han mostrado estabilidad. Se considera que la pesquería necesita una estrategia de manejo y puntos de referencia para su explotación.

Palabras clave: crecimiento individual, edad de primera madurez, estrategia de administración.

Abstract

The Pacific sierra (*Scomberomorus sierra*) fishery was analyzed using commercial data from Mazatlán, Sinaloa, Mexico, from February 2002 to March 2003. Length-frequency data were analyzed to estimate individual growth parameters, as well as the minimum maturity length and minimum catch length of *S. sierra*. Six age groups were observed for the stock from the southern Gulf of California. Gonad maturity in females begins in April and spawning occurs during May. According to our estimations, the minimum catch length was 398 mm fork length (c. 2 years 10 months), while the minimum maturity length was 443 mm fork length (c. 3 years). When both curves were overlapped, 70% of the catch was represented by females with a fork length less than the size at first maturity, indicating that when females attained the minimum maturity length, a fraction (70%) of them had already been caught; however, during the last 17 fishing seasons, the Pacific sierra landings in Sinaloa have shown an apparent stability. A management strategy and reference points for the exploitation of the fishery are recommendable.

Key words: individual growth, age at first maturity, management strategy.

Introducción

La distribución de *Scomberomorus sierra* Jordan y Starks, 1895, es tropical y subtropical, desde el sur de California hasta Chile, incluyendo las Islas Galápagos (Collette y Nauen 1983). La sierra del Pacífico es una de las especies más capturadas a lo largo de la costa del Pacífico mexicano (Montemayor-López *et al.* 1999). En 2002 su captura fue de 10,932 t, que representan 2.21% del volumen y 1.88% del valor de la producción total de la flota pesquera artesanal mexicana. En Sinaloa se ha reportado una producción de 923 t, misma que representa 19.17% del total de sierra capturada en el Pacífico, con un valor de 8 millones 620 mil pesos (SAGARPA 2002). La época

Introduction

The Pacific sierra *Scomberomorus sierra* Jordan and Starks, 1895, has a tropical and subtropical distribution, from southern California to Chile, including the Galapagos Islands (Collette and Nauen 1983). This species is one of the most captured along the Pacific coast of Mexico (Montemayor-López *et al.* 1999). In 2002, the landings reached 10,932 t, representing 2.21% of the volume and 1.88% of the value of the Mexican artisanal fishery production. Landings of 923 t have been reported for Sinaloa, which correspond to 19.17% of the sierra catch in the Pacific, with a value of 8 million 620 thousand Mexican pesos (SAGARPA 2002). The *S. sierra* fishing season

de captura de *S. sierra* en Mazatlán, Sinaloa, es de noviembre a julio, aunque su periodo de mayor abundancia ocurre entre febrero y abril (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Ruiz-Durá 1985, Pérez-Ramos 1994). La flota que la captura está compuesta de embarcaciones menores (con menos de 9 metros de eslora) con motores fuera de borda. Los artes de pesca utilizados para su captura son el chinchorro o red agallera de 400, 600 y 800 m de longitud, con 150 y 200 mallas de altura y 63.5–76.2 mm de luz de malla (2.5–3 pulgadas), utilizando también como arte de pesca alternativo el curricán (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Lizárraga-Rodríguez 1984, INP 2001). Aunque dentro de la pesquería de la sierra se utilizan estas tácticas de administración, no existe una propuesta de estrategia de manejo ni puntos de referencia que permitan orientar la explotación del recurso, ni como evaluar los riesgos y mejores opciones de manejo, tal y como lo plantean Hilborn y Walters (1992) y Caddy y Mahon (1995). Los escasos reportes científicos para esta especie aportan fragmentos de información importante sobre intervalos de talla, peso, periodos de madurez gonádica, tallas de primera madurez, y edad y crecimiento de las capturas locales en Michoacán (Macías-Romero y Mota-Pineda 1990), Jalisco (Espino-Barr *et al.* 2004), Nayarit (Lizárraga-Rodríguez 1984), Sinaloa (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Macías-Romero y Mota-Pineda 1990, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997, Cervantes-Escobar 2004) y Sonora (Montemayor-López *et al.* 1999, Cervantes-Escobar 2004, Medina-Gómez 2004).

El principal aspecto a considerar al formular recomendaciones para los administradores de pesquerías se relaciona con el nivel de la capacidad reproductiva del stock desovante, de manera que ésta permita mantener altos niveles de productividad (Goodyear 1993); es decir, determinar niveles de explotación que permitan producir capturas biológicamente aceptables en un periodo largo de tiempo. De esta manera, la persistencia de las poblaciones requiere de generaciones sucesivas que, en promedio, se reemplacen. Esto significa que las clases anuales deben producir suficientes adultos desovantes a lo largo de su ciclo de vida, que correspondan al número promedio de reclutas. En particular, en este caso se hace referencia a reclutas al arte de pesca (Sparre y Venema 1998) producidos por desovante. De tal forma, el cociente entre la tasa de reclutas y desovantes expresa el impacto de la tasa de supervivencia conforme su valor tienda a uno (Mace y Sissenwine 1993). Sobre esta base, la administración define los objetivos y puntos de referencia de la pesquería que permiten evaluar las estrategias y las restricciones de su eventual aplicación (Hildén 1993). Este estudio analizó la estructura de talla de *S. sierra* determinando su crecimiento individual y su relación con la talla media de primera captura y la de madurez, así como sus implicaciones en la explotación de este recurso pesquero.

Material y métodos

La pesquería de la sierra se realiza en varios puntos a lo largo del litoral de la costa de Sinaloa. La zona de estudio se

in Mazatlán, Sinaloa, is from November to July, though its period of highest abundance is between February and April (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Ruiz-Durá 1985, Pérez-Ramos 1994). The fishing fleet consists of small outboard-motor boats. The fishing gear consists of 400-, 600- and 800-m-long beach seines and 5d gillnets, of 150 and 200 meshes deep and 63.5–76.2 mm mesh size (2.5–3 inches), and spinning tackle is also used as an alternative (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Lizárraga-Rodríguez 1984, INP 2001). Though these tactics are used within the sierra fishery, there are no management strategies or points of reference to help regulate the exploitation of the resource, or to evaluate the risks and other management options (Hilborn and Walters 1992, Caddy and Mahon 1995). The few scientific reports on this species provide fragments of important information regarding size ranges, weight, gonad maturity stages, size at first maturity, and age and growth of the local catches in Michoacán (Macías-Romero and Mota-Pineda 1990), Jalisco (Espino-Barr *et al.* 2004), Nayarit (Lizárraga-Rodríguez 1984), Sinaloa (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Macías-Romero and Mota-Pineda 1990, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997, Cervantes-Escobar 2004), and Sonora (Montemayor-López *et al.* 1999, Cervantes-Escobar 2004, Medina-Gómez 2004).

The main aspect to consider when formulating recommendations for fishery management is related to the reproductive capacity of the spawning stock so that high levels of productivity can be maintained (Goodyear 1993); that is, it is necessary to determine levels of exploitation that will be biologically acceptable over a long period of time. The persistence of fish populations depends on successive generations that are replaced in similar number. This means that the number of spawning adults produced by the annual classes during their life cycle must correspond to the mean number of recruits and, in this case, we refer to the recruits susceptible to the fishing gear (Sparre and Venema 1998) produced per spawner. Hence, the recruit/spawner ratio indicates the impact of the survival rate when it tends to 1 (Mace and Sissenwine 1993). Based on this, the fishery management should define the objectives and points of reference that will allow the evaluation of the strategies and restrictions of their eventual application (Hildén 1993). This study aimed to analyze the size structure of *S. sierra*, determining individual growth and the relationship with mean size at first capture and maturity, as well as the implications in the exploitation of this fishery resource.

Material and methods

The Pacific sierra fishery is conducted along the length of the coast of Sinaloa. The study area is located between 23°05'–23°21' N and 106°13'–106°43' W. The most important fishing grounds are near the islands found in the area and rocky

localiza entre 23°05'– 23°21' N y 106°13'–106°43' W. Las áreas de pesca más importantes están cerca de las islas existentes en la zona y de los fondos y arrecifes rocosos. En este estudio se usaron muestras provenientes de redes agalleras con longitudes entre 400 y 800 m, y una luz de malla entre 63.5–76.2 mm (2.5–3 pulgadas). Los datos provienen de dos fuentes de información: el Proyecto de Pesquería Artesanal del Instituto Nacional de la Pesca (INP), cuyos datos fueron registrados quincenalmente de abril a noviembre de 2002 con la finalidad de revisar la madurez gonádica; y el Laboratorio de Ecología de Pesquería de la Facultad de Ciencias del Mar de la Universidad Autónoma de Sinaloa, cuyos datos fueron tomados quincenalmente de marzo a julio de 2002 y de octubre de 2002 a marzo de 2003. Se midió la longitud furcal (L_F) a 1574 individuos, y peso total (W_T) a 1275 organismos. Debido a que la presentación comercial de la sierra es entera, sin eviscerar, en organismos maduros el sexo se determinó presionando ligeramente el vientre para exponer los gametos, contenidos en un líquido lechoso en los machos, o en un líquido granuloso en las hembras (Lagler *et al.* 1977). Se determinaron el sexo y la madurez sexual de 362 ejemplares (total de la muestra del estudio del INP) de acuerdo a las características morfológicas externas y coloración de los gametos, utilizando el criterio de Holden y Raitt (1974) para las hembras: I, Inmaduro; II, en desarrollo; III y IV, maduro; y V, desovado.

Se estimó la relación longitud-peso por sexo; las diferencias entre sexos se determinaron con la prueba de curvas coincidentes, mediante el uso de la suma de los residuos al cuadrado (Chen *et al.* 1992), y de no ser significativas ($P < 0.05$), entonces se estimó la relación longitud-peso para hembras y machos con la siguiente ecuación:

$$W_T = aL_F^b \quad (1)$$

donde a y b son constantes de ajuste.

La comparación de las pendientes estimadas se realizó con una prueba t de Student de dos colas ($P < 0.05$), la cual fue útil para evaluar el valor teórico de isometría, $b = 3$. Finalmente, para evaluar la igualdad en la proporción de sexos (razón macho:hembra) se utilizó el análisis de igualdad de dos porcentajes ($P < 0.05$) (Sokal y Rohlf 1969).

Análisis de progresión modal

Las modas de las distribuciones de tallas de las capturas fueron determinadas a través del análisis de frecuencias de longitud furcal. Se utilizó una distribución multinomial de acuerdo con la siguiente función de densidad (Haddon 2001):

$$P\{x_i|n, p_1, p_2, \dots, p_k\} = n! \prod_{i=1}^k \frac{p_i^{x_i}}{x_i!} \quad (2)$$

donde x_i es el número de veces que un evento tipo i sucede en n muestras y p_i son las probabilidades separadas de cada

bottoms and reefs. The samples used in this study were obtained by gillnets of 400–800 m in length and 63.5–76.2 mm (2.5–3 inches) mesh size. The data were obtained from two sources: the artisanal fishery project of the National Fishing Institute (INP), which recorded data every fortnight from April to November 2002 in order to study gonadal maturity; and the Fisheries Ecology Laboratory at the Marine Science Faculty of the Autonomous University of Sinaloa, which recorded fortnightly data from March to July 2002 and from October 2002 to March 2003. The fork length (L_F) of 1574 individuals and total weight (W_T) of 1275 organisms were measured. As the sierra is sold whole, without gutting, the sex of mature organisms was determined by slightly pressing the stomach to expose the gametes, contained in a milky liquid in males and a granular liquid in females (Lagler *et al.* 1977). The sex and sexual maturity of 362 specimens (total sample of the INP project) were determined according to external morphological characteristics and the colour of the gametes, using the criterion established by Holden and Raitt (1974) for females: I, immature; II, developing; III and IV, mature; and V, spawned.

The length-weight relationship per sex was estimated. The differences between sexes was determined by the coincident curve test, using the sum of square of residuals (Chen *et al.* 1992). If no significant differences were found ($P < 0.05$), then the length-weight relationship for males and females was estimated with the following equation:

$$W_T = aL_F^b \quad (1)$$

where a and b are fit constants.

Student's two-tail t -test ($P < 0.05$) was used to compare the estimated slopes, which was useful for evaluating the theoretical isometric value, $b = 3$. Finally, to calculate the male:female ratio, the test for the equality of two percentages ($P < 0.05$) was applied (Sokal and Rohlf 1969).

Modal progression analysis

Estimation of the size-distribution modes in the catches was done by analyzing the fork-length frequencies. A multinomial distribution was used according to the following density function (Haddon 2001):

$$P\{x_i|n, p_1, p_2, \dots, p_k\} = n! \prod_{i=1}^k \frac{p_i^{x_i}}{x_i!} \quad (2)$$

where x_i is the number of times that an i -type event occurs in n samples, and p_i are the separate probabilities of each one of the possible k -type events. To estimate the parameters of the

uno de los eventos tipo k posibles. Para la estimación de los parámetros del modelo, es necesario transformar la ecuación (2) en la expresión de verosimilitud:

$$-1nL\{x_i|n, p_1, p_2, \dots, p_k\} = \sum_{i=1}^n [x_i 1n(p_i)] \quad (3)$$

El principal supuesto para la estimación de los parámetros, es que la distribución de tallas para cada longitud media o modal puede ser analizada con una distribución normal (ecuación 4), determinando que cada moda corresponde a diferente cohorte en la población (Fournier *et al.* 1990). Bajo esta condición, las estimaciones de las proporciones relativas esperadas de cada categoría de longitud se describieron a partir de la siguiente función de densidad:

$$p_{L_F} = \frac{1}{\sigma_n \sqrt{2\pi}} \times e^{\frac{-(L_F - \mu_F)^2}{2\sigma_n^2}} \quad (4)$$

donde μ_F y σ_F son la media y la desviación estándar de la longitud furcal de cada cohorte. De tal forma que para estimar las frecuencias esperadas y estimar los parámetros del modelo, es necesario contrastar los valores estimados y observados mediante la función logarítmica de distribución multinomial (Haddon 2001):

$$-1nL\{L|\mu_F, \sigma_F\} = -\sum_{i=1}^n L_i 1n(\hat{p}_i) = -\sum_{i=1}^k L_i 1n\left(\frac{\hat{L}_i}{\sum \hat{L}_i}\right) \quad (5)$$

En esta expresión los parámetros μ_F y σ_F corresponden a las medias y las desviaciones estándar de la longitud furcal que corresponden a las n medias presentes en la distribución de longitudes de cada mes. Los parámetros del modelo fueron estimados cuando la función negativa logarítmica de verosimilitud (ecuación 5) fue minimizada con el algoritmo de búsqueda directa de Newton (Neter *et al.* 1996).

Crecimiento individual

Con las modas obtenidas se estimó el crecimiento individual mediante la ecuación de von Bertalanffy, empleando la modificación de crecimiento estacional propuesta por Pitcher y Macdonald (1973):

$$L_e = L_\infty \left(1 - e^{-C \sin \frac{2\pi(t_i - t_s)}{12} + k(t_i - t_0)} \right) \quad (6)$$

donde L_e es la longitud furcal estimada al tiempo t , L_∞ es la longitud furcal asintótica, t_0 es la edad teórica a la longitud cero, k es el coeficiente de crecimiento individual, C es la magnitud de la oscilación y t_s representa el punto de inicio de la

model it is necessary to transform equation (2) into the likelihood expression:

$$-1nL\{x_i|n, p_1, p_2, \dots, p_k\} = \sum_{i=1}^n [x_i 1n(p_i)] \quad (3)$$

The main assumption for estimating the parameters is that the distribution of sizes for each mean or modal length can be analyzed with a normal distribution (equation 4), determining that each mode corresponds to a different cohort of the population (Fournier *et al.* 1990). Hence, the estimates of the expected relative proportions of each length class were described according to the following density function:

$$p_{L_F} = \frac{1}{\sigma_n \sqrt{2\pi}} \times e^{\frac{-(L_F - \mu_F)^2}{2\sigma_n^2}} \quad (4)$$

where μ_F and σ_F are the mean and standard deviation of each cohort's fork length. Therefore, to estimate the expected frequencies and the model parameters, the estimated and observed values must be compared using the logarithmic function for the multinomial distribution (Haddon 2001):

$$-1nL\{L|\mu_F, \sigma_F\} = -\sum_{i=1}^n L_i 1n(\hat{p}_i) = -\sum_{i=1}^k L_i 1n\left(\frac{\hat{L}_i}{\sum \hat{L}_i}\right) \quad (5)$$

In this equation, parameters μ_F and σ_F correspond to the means and standard deviations of fork length that correspond to the n monthly length distribution means. The model parameters were estimated when the negative log-likelihood function (equation 5) was minimized using Newton's direct search algorithm (Neter *et al.* 1996).

Individual growth

With the modes obtained, individual growth was estimated using the von Bertalanffy equation, applying the seasonal growth modification proposed by Pitcher and Macdonald (1973):

$$L_e = L_\infty \left(1 - e^{-C \sin \frac{2\pi(t_i - t_s)}{12} + k(t_i - t_0)} \right) \quad (6)$$

where L_e is the fork length estimated at time t , L_∞ is the asymptotic fork length, t_0 is the theoretical age at length zero, k is the individual growth coefficient, C is the magnitude of the oscillation, and t_s is the initial point of the oscillation (phase). The

oscilación (la fase). Los parámetros del modelo se estimaron minimizando la siguiente función objetivo:

$$-\log L(L_\alpha, t_0, k, t_s, C|datos) = \sum_t \left[-\frac{1}{2} \ln(2\pi) \right] - \left[\frac{1}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{(1nL_e - 1nL_F)^2}{2\sigma^2} \right] \quad (7)$$

donde L_F es la longitud furcal observada. Se utilizó el estimador (7) debido a que la transformación logarítmica estabiliza la varianza del modelo, aumentando así el desempeño del algoritmo de búsqueda directa de Newton (Neter *et al.* 1996) y la convergencia en la estimación de los parámetros. El valor de σ fue estimado como:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (1nL_e - 1nL_F)^2} \quad (8)$$

donde n es el número de datos (Hilborn y Walters 1992).

De igual forma, se analizó la ecuación típica de von Bertalanffy (Haddon 2001) resolviendo la ecuación de verosimilitud para los parámetros L_∞ , t_0 y k . El criterio de decisión para elegir el mejor modelo fue mediante la prueba de Akaike (AIC): $AIC = (2 \times -\log L) + (2 \theta)$, donde $-\log L$ representó la estimación obtenida con la ecuación 7, y θ es el número de parámetros a estimar, evaluando para el modelo de Pitcher y Macdonald (1973) a: $-\log L(L_\alpha, t_0, k, t_s, C|datos)$, y para el modelo de von Bertalanffy a: $-\log L(L_\alpha, t_0, k|datos)$. Se seleccionó como mejor modelo el que dió el menor valor para AIC (Haddon 2001).

Una vez seleccionado el mejor modelo, se estimaron los intervalos de confianza (CI) de los parámetros de la ecuación de crecimiento a partir del cálculo de los perfiles de verosimilitud. Los CI fueron estimados suponiendo una distribución χ^2 , con m grados de libertad (Hilborn y Walters 1992, Polacheck *et al.* 1993, Punt y Hilborn 1996). En este caso la estimación de los CI no se realizó de manera conjunta, sino independiente para cada parámetro, siendo éstos definidos como todos los valores que satisfacen la condición (Polacheck *et al.* 1993):

$$CI = 2[L(Y|p) - L(Y|p_{est})] \leq \chi_{m,1-\alpha}^2 \quad (9)$$

donde $L(Y|p_{est})$ es el logaritmo de la máxima verosimilitud del parámetro y $L(Y|p)$ es el logaritmo de la verosimilitud del parámetro dentro del perfil de verosimilitud. $\chi_{1,1-\alpha}^2$ es el valor de la distribución χ^2 a un nivel de confianza $1-\alpha$ y un grado de libertad. De esta forma, los CI para el estimador (ecuación 9) aceptan a todos los valores menores o iguales a 3.84 (Polacheck *et al.* 1993, Hilborn y Mangel 1997).

model parameters were estimated by minimizing the following function:

where L_F is the fork length observed. Equation (7) was used because the logarithmic transformation stabilizes the model's variance, thus increasing the performance of Newton's direct search algorithm (Neter *et al.* 1996) and the convergence in the estimation of the parameters. The value of σ was estimated as:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (1nL_e - 1nL_F)^2} \quad (8)$$

where n is the number of data (Hilborn and Walters 1992).

Likewise, the typical von Bertalanffy equation (Haddon 2001) was analyzed by resolving the likelihood equation for parameters L_∞ , t_0 and k . The criterion for selecting the best model was based on the Akaike test (AIC): $AIC = (2 \times -\log L) + (2 \theta)$, where $-\log L$ represents the estimate obtained with equation (7) and θ is the number of parameters to estimate, evaluating $-\log L(L_\alpha, t_0, k, t_s, C|data)$ for the Pitcher and Macdonald (1973) model and $-\log L(L_\alpha, t_0, k|data)$ for the von Bertalanffy model. The one that estimated the lowest value for AIC was chosen as the best model (Haddon 2001).

After selecting the best model, the confidence intervals (CI) of the growth equation parameters were determined by calculating the likelihood profiles. The CI were estimated assuming a χ^2 distribution, with m degrees of freedom (Hilborn and Walters 1992, Polacheck *et al.* 1993, Punt and Hilborn 1996). In this case, the CI estimations were not estimated jointly, but independently for each parameter, defined as all the values that satisfy the condition (Polacheck *et al.* 1993):

$$CI = 2[L(Y|p) - L(Y|p_{est})] \leq \chi_{m,1-\alpha}^2 \quad (9)$$

where $L(Y|p_{est})$ is the logarithm of the parameter's maximum likelihood and $L(Y|p)$ is the logarithm of the parameter's likelihood within the likelihood profile; $\chi_{1,1-\alpha}^2$ is the value of the χ^2 distribution at a confidence level of $1-\alpha$ and one degree of freedom. Hence, the CI for the estimator (equation 9) accept all the values equal or less than 3.84 (Polacheck *et al.* 1993, Hilborn and Mangel 1997).

Mean maturity and catch length

The mean maturity length (L_M) was estimated, defined as the fork length at which at least 50% of the females are in phase III of gonadal development. The mean catch length

Longitud media de madurez y de captura

Se estimó la longitud media de madurez (L_M), definida como la longitud furcal a la cual al menos 50% de las hembras están en fase III de desarrollo gonádico, mientras que la longitud media de captura ($L_{50\%}$) representa la longitud furcal a la cual al menos 50% de los individuos son capturados por el arte de pesca. Para la estimación de L_M se utilizaron los datos de L_F de las hembras, y para $L_{50\%}$ se emplearon todos los datos de L_F de la captura. Para la estimación de L_M y $L_{50\%}$ se utilizó un modelo logístico expresado como el de Sparre y Venema (1998):

$$L_\mu = \frac{1}{1 + e^{\alpha + \beta L_F}} \quad (10)$$

donde α y β son parámetros de ajuste, L_μ corresponde a L_M o $L_{50\%}$, según el tipo de datos utilizados. Los parámetros del modelo se estimaron usando una función objetivo de diferencias cuadráticas, estimando los parámetros del modelo con el algoritmo de búsqueda directa de Newton (Neter *et al.* 1996).

Resultados

El intervalo de tallas de L_F obtenido a partir de 1574 organismos muestreados fue de 105 a 740 mm. El valor medio máximo fue de 440 mm (mayo de 2002), y el mínimo fue de 370 mm (abril de 2002). A lo largo del ciclo muestreado, las tallas medias de captura fueron muy variadas, y en general se observa un incremento en la L_F media en los meses de verano y un decremento en los meses de invierno.

El intervalo de W_T para 1275 organismos fue de 150 a 2700 g. El promedio máximo de W_T fue de 797 g (octubre de 2002), y el mínimo de 344 g (abril de 2002). En general, los W_T presentaron valores medios más bajos de marzo a mayo de 2002, alcanzando su valor más bajo en mayo de 2002 (374 g). A partir de junio se observó un incremento, alcanzando su valor máximo en octubre de 2002 (553 g), para después mostrar un decremento paulatino hacia marzo de 2003 (466 g).

Se determinó el sexo de 362 organismos, 128 de los cuales fueron machos (35.36%) y 105 fueron hembras (29.01%). A los restantes 129 individuos (35.64%) no se les pudo determinar el sexo, debido a que al presionarles el vientre no se detectó la presencia de los gametos. El W_T de los machos varió de 130 a 1700 g y la relación peso-longitud estuvo dada por: $W_T = 1.42E-05 L_F^{2.83}$. El W_T de las hembras varió de 178 a 2420 g y la relación peso-longitud estuvo dada por $W_T = 1.62E-05 L_F^{2.81}$. Debido a que no se encontraron diferencias significativas entre las curvas peso-longitud de machos y hembras ($F = 0.44 < F_{133, 130} = 1.33, P < 0.05$) se utilizaron las medidas de 1253 individuos, obteniendo la siguiente relación: $W_T = 2.47E-05 L_F^{2.79}$.

El número máximo de grupos modales se observó en junio de 2002 (seis grupos), la media $\pm$ desviación estándar del

($L_{50\%}$) representa la fork length at which at least 50% of the individuals are caught by the fishing gear. The female L_F data were used to estimate L_M and all the catch L_F data were used to determine $L_{50\%}$. To estimate L_M and $L_{50\%}$, a logistic model was used (Sparre and Venema 1998), expressed as:

$$L_\mu = \frac{1}{1 + e^{\alpha + \beta L_F}} \quad (10)$$

where α and β are fit parameters, and L_μ corresponds to L_M or $L_{50\%}$, depending on the type of data used. The model parameters were determined using a square difference function and estimated using Newton's direct search algorithm (Neter *et al.* 1996).

Results

The L_F values for 1574 organisms sampled ranged from 105 to 740 mm. The maximum mean value was 440 mm (May 2002) and the minimum was 370 mm (April 2002). The mean catch sizes varied throughout the time and, in general, the mean L_F values tended to increase in summer and decrease in winter.

The W_T values for 1275 organisms ranged from 150 to 2700 g. The maximum mean value was 797 g (October 2002) and the minimum was 344 g (April 2002). In general, the W_T values were lower from March to May 2002, attaining a minimum of 374 g in May 2002, after which they increased to a maximum of 553 g in October 2002, and then decreased slowly to 466 g in March 2003.

The sex of 362 organisms was determined, and 128 were males (35.36%) and 105 were females (29.01%). Another 129 individuals (35.64%) could not be sexed because gametes were not observed when their stomachs were pressed. The W_T for males varied from 130 to 1700 g and the length-weight relationship was: $W_T = 1.42E-05 L_F^{2.83}$. The W_T for females ranged from 178 to 2420 g and the length-weight relationship was: $W_T = 1.62E-05 L_F^{2.81}$. Since the male and female length-weight curves did not show significant differences ($F = 0.44 < F_{133, 130} = 1.33, P < 0.05$), the measurements of 1253 individuals were used and the following relationship was obtained: $W_T = 2.47E-05 L_F^{2.79}$.

The maximum number of modal groups was observed in June 2002 (six groups). The means $\pm$ standard deviations of the smallest and largest modal groups were 200 ± 0.01 mm (L_F) and 715 ± 12 mm (L_F), respectively. In total, six size groups were detected. Group 1 occurred from June 2002 (200 ± 0.01 mm) to March 2003 (383 ± 20 mm), group 2 from April (305 ± 23 mm) to December 2002 (426 ± 65 mm), group 3 from March 2002 (401 ± 51 mm) to February 2003 (530 ± 6 mm), group 4 from May (540 ± 7 mm) to November 2002 (610 ± 22 mm), and groups 5 (645 ± 18 mm) and 6 (715 ± 12 mm) only in June 2002 (fig. 1).

menor grupo modal fue 200 ± 0.01 mm (L_F), y la del mayor fue 715 ± 12 mm (L_F). En total se detectaron seis grupos de tallas. El grupo 1 se presentó de junio de 2002 (200 ± 0.01 mm) a marzo de 2003 (383 ± 20 mm), el grupo 2 de abril (305 ± 23 mm) a diciembre de 2002 (426 ± 65 mm), el 3 de marzo de 2002 (401 ± 51 mm) a febrero de 2003 (530 ± 6 mm), el 4 de mayo (540 ± 7 mm) a noviembre de 2002 (610 ± 22 mm), el 5 (645 ± 18 mm) y las tallas del grupo 6 (715 ± 12 mm) se registraron sólo en junio de 2002 (fig. 1).

Las modas encontradas en el análisis de la distribución de frecuencia fueron ajustadas a los modelos de crecimiento,

The modes found in the frequency distribution analysis were fitted to the growth models, and monthly growth was determined for L_F (fig. 2a) and W_T as follows:

Von Bertalanffy model with $-\log L = -905.73$:

$$L_F = 1083.68 (1 - e^{-0.15(t + 9.99 E-0.5)})$$

$$W_T = 7245.55 (1 - e^{-0.15(t + 9.99 E-0.5)})^{2.8}$$

Pitcher and Macdonald (1973) model with $-\log L = -1399.21$:

$$L_F = 958.68 (1 - e^{-0.015(t + 0.05) + (-0.03 \sin 2\pi)(t-27.56)/12})$$

$$W_T = 5138.67 (1 - e^{-0.015(t + 0.05) + (-0.03 \sin 2\pi)(t-27.56)/12})^{2.8}$$

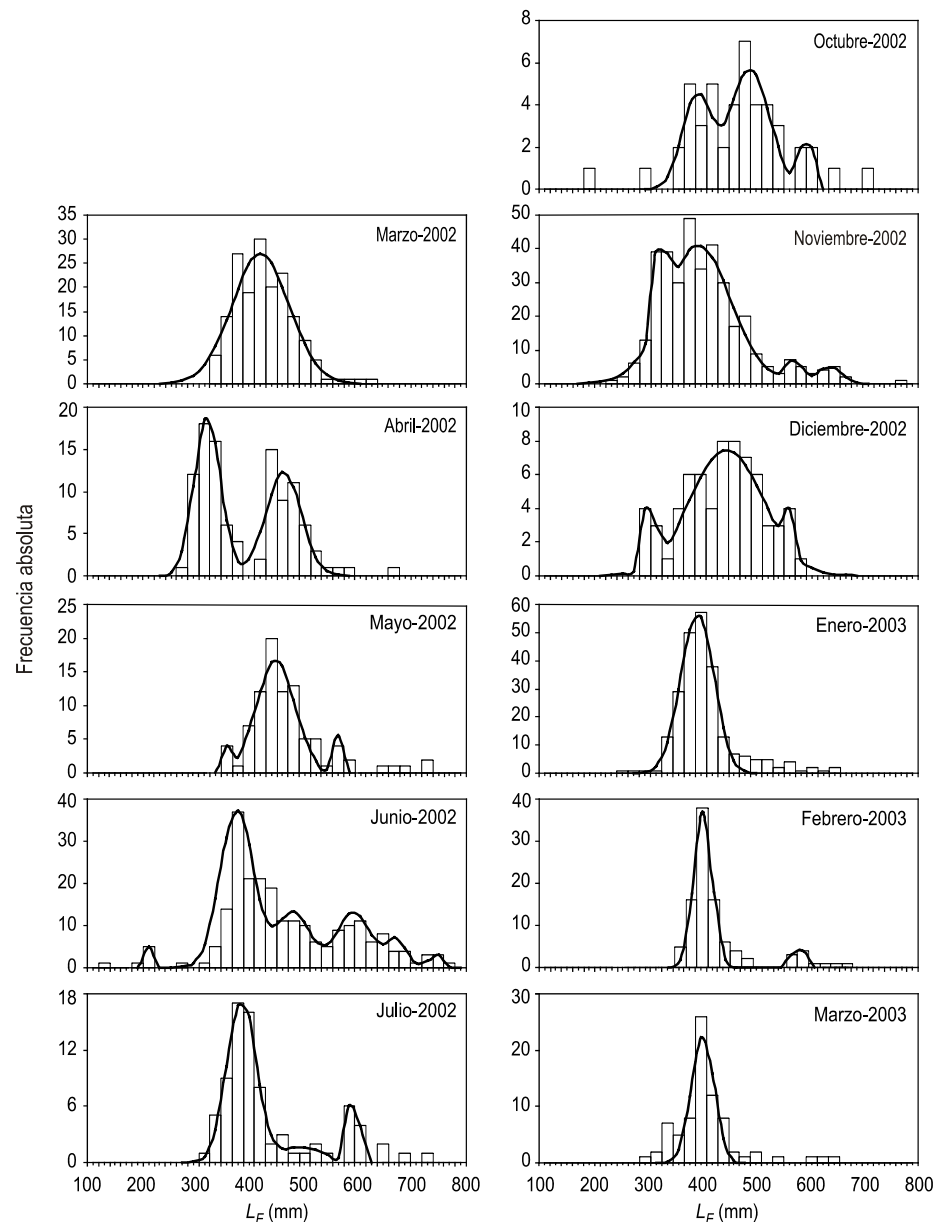


Figura 1. Histograma de frecuencias de la longitud furcal observada (L_F) y su polígono de ajuste al modelo multinomial (—) por muestreo.
Figure 1. Fork length (L_F) frequency histogram and multinomial model polygon fit (—) per survey.

determinándose el crecimiento mensual para L_F (fig. 2a) y W_T de acuerdo a lo siguiente:

Modelo de von Bertalanffy con $-\log L = -905.73$:

$$L_F = 1083.68 (1 - e^{-0.15(t + 9.99 E-0.5)})$$

$$W_T = 7245.55 (1 - e^{-0.15(t + 9.99 E-0.5)})^{2.8}$$

Modelo de Pitcher y Macdonald (1973) con $-\log L = -1399.21$.

$$L_F = 958.68 (1 - e^{-0.015(t + 0.05) + (-0.03 \sin 2\pi)(t-27.56)/12})$$

$$W_T = 5138.67 (1 - e^{-0.015(t + 0.05) + (-0.03 \sin 2\pi)(t-27.56)/12})^{2.8}$$

The tendency of the data was better described by the oscillatory model than by the von Bertalanffy model (fig. 2a). This conclusion was reached based on the results obtained using the Akaike criterion: AIC = -1805.4 (with three parameters) for the von Bertalanffy model and AIC = -2788.4 (with five parameters) for the oscillatory model. This shows that the oscillatory model provided a better performance and greater accuracy in the estimation of the parameters and description of the growth data. The CI for the parameters of the best growth model are shown in fig. 2b-f. The parameter estimates were accurate because of the presence of narrow CI: $t_0 = -0.05$, with

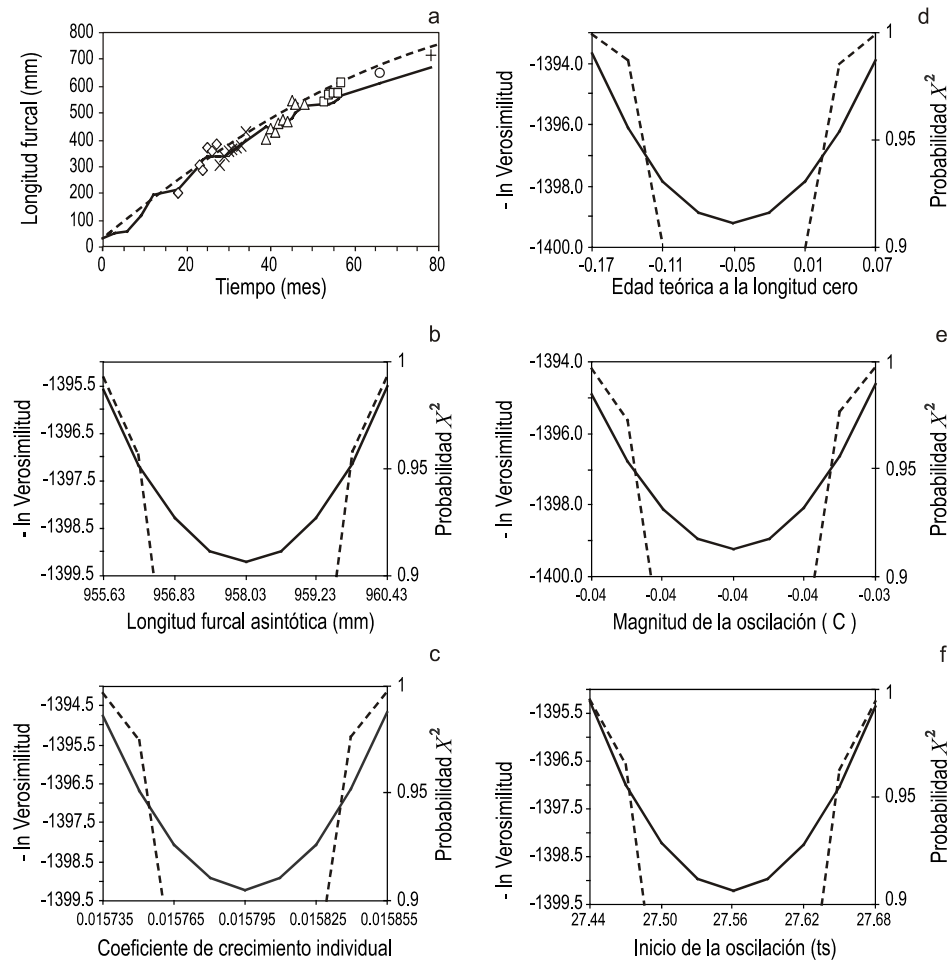


Figura 2. Ajuste de los modelos de crecimiento de von Bertalanffy (---) y Pitcher y Macdonald (—) para las tallas de *Scomberomorus sierra* por grupo de edad ($\diamond$ edad 0, $\times$ edad 1, $\triangle$ edad 2, $\square$ edad 3, $\circ$ edad 4, + edad 5) y estimación de los intervalos de confianza para cada parámetro del modelo. (a) Modelo de crecimiento, (b) longitud asíntótica, (c) coeficiente de crecimiento individual, (d) edad teórica de la longitud cero, (e) magnitud de la oscilación, y (f) inicio de la oscilación, donde (—) es el perfil de verosimilitud de $-\ln L$ (---) el perfil de probabilidad de χ^2 .

Figure 2. Fit of the von Bertalanffy (---) and Pitcher and Macdonald (—) models for the *Scomberomorus sierra* sizes per age group ($\diamond$ age 0, $\times$ age 1, $\triangle$ age 2, $\square$ age 3, $\circ$ age 4, + age 5) and estimate of the confidence intervals for each parameter of the model. (a) Growth model, (b) asymptotic length, (c) individual growth coefficient, (d) theoretical age at length zero, (e) magnitude of oscillation, and (f) initiation of oscillation, where (—) is the likelihood profile of $-\ln L$ and (---) is the χ^2 probability profile.

El modelo oscilatorio describió mejor la tendencia de los datos que el de von Bertalanffy (fig. 2a), conclusión a la que se llegó a partir del resultado estimado por el criterio de Akaike, para el que el modelo de von Bertalanffy mostró un AIC = -1805.4 (con tres parámetros), mientras que el modelo oscilatorio tuvo un AIC = -2788.4 (con cinco parámetros). Esto muestra que el modelo oscilatorio tuvo mayor desempeño y precisión para la estimación de los parámetros y en la descripción de los datos de crecimiento. Los CIs para los parámetros del mejor modelo de crecimiento se observan en la fig. 2b-f. La estimación de los parámetros fue precisa debido a la presencia de CIs estrechos, resultando $t_0 = -0.05$ con CI entre -0.12 y 0.03 ($P < 0.05$), $L_\infty = 958.03$ con CI entre 956.53 y 959.53 ($P < 0.05$), $k = 0.01580$ con CI entre 0.01576 y 0.01583 ($P < 0.05$), $C = -0.037$ con CI entre -0.038 y -0.035 ($P < 0.05$), y $t_s = 27.56$ con CI entre 27.49 y 27.64 ($P < 0.05$).

A partir de la ecuación de L_F , al grupo modal más pequeño se le estimó una edad de 18 meses (nacimiento c. diciembre de 2000), mientras que al grupo modal más grande se le estimó una edad de 78 meses (nacimiento c. enero de 1996); ambos grupos fueron registrados en junio de 2002 (fig. 1).

Para el total de la muestra, la proporción macho:hembra fue 1:0.82, y no se encontraron diferencias significativas entre sexos ($P = 0.13$). En los cuatro meses muestreados se encontraron organismos maduros de ambos sexos. Los mayores grados de madurez (III-IV y V) se encontraron en mayo y junio. Para las hembras, la talla mínima fue 318 mm L_F mientras que la talla de primera madurez (50% de las hembras maduras) fue estimada a los 443 mm L_F . La curva logística para el total de hembras maduras fue:

$$L_M = \frac{1}{1 + e^{11.8420 - 0.0276 x_i}} \times 100$$

De acuerdo al modelo de Pitcher y Macdonald (1973), la talla de primera madurez se estimó después de los 37 meses (c. 3 años).

Para el total de la muestra, la curva logística mostró que la moda ($L_{50\%}$) es 398 mm. El intervalo definido entre el cuartil inferior ($L_{25\%}$) y el cuartil superior ($L_{75\%}$), esto es, 50% de los peces capturados, se encuentran entre 350 y 440 mm L_F . La curva logística para la captura total fue:

$$L_{50\%} = \frac{1}{1 + e^{10.3533 - 0.0261 IC_i}} \times 100$$

De acuerdo con modelo de Pitcher y Macdonald (1973), $L_{25\%}$ tiene una edad estimada de 2 años y 6 meses, $L_{50\%}$ tiene una edad estimada de 2 años y 10 meses, mientras que $L_{75\%}$ tiene una edad estimada de 3 años. Sobreponiendo las curvas logísticas de captura total y la de madurez de las hembras se observó que 46% de la captura es menor o igual a $L_{25\%}$, 70% es menor o igual a $L_{50\%}$ y 87% es menor o igual a $L_{75\%}$; es decir que, cuando las hembras alcanzan la edad de primera madurez

CI between -0.12 and 0.03 ($P < 0.05$); $L_\infty = 958.03$, with CI between 956.53 and 959.53 ($P < 0.05$); $k = 0.01580$, with CI between 0.01576 and 0.01583 ($P < 0.05$); $C = -0.037$, with CI between -0.038 and -0.035 ($P < 0.05$); and $t_s = 27.56$, with CI between 27.49 and 27.64 ($P < 0.05$).

Based on the L_F equation, an age of 18 months was estimated for the smallest modal group (born c. December 2000) and of 78 months for the largest (born c. January 1996). Both groups were recorded in June 2002 (fig. 1).

For all the sample, the male:female ratio was 1:0.82 and there were no significant differences between sexes ($P = 0.13$). Mature organisms of both sexes were found in the four months sampled. The highest degrees of maturity (stages III/IV and V) were found in May and June. For females, the minimum size was 318 mm L_F and the minimum maturity size (50% of mature females) was estimated at 443 mm L_F . The logistic curve for total mature females was:

$$L_M = \frac{1}{1 + e^{11.8420 - 0.0276 x_i}} \times 100$$

According to the Pitcher and Macdonald (1973) model, the size at first maturity is attained after 37 months (c. 3 años).

For the entire sample, the logistic curve showed that the mode ($L_{50\%}$) is 398 mm. The range defined between the lower quartile ($L_{25\%}$) and the higher quartile ($L_{75\%}$), that is, 50% of the fish caught, is 350–440 mm L_F . The logistic curve for the total catch was:

$$L_{50\%} = \frac{1}{1 + e^{10.3533 - 0.0261 IC_i}} \times 100$$

According to the Pitcher and Macdonald (1973) model, $L_{25\%}$ has an estimated age of 2 years and 6 months, $L_{50\%}$ an estimated age of 2 years and 10 months and $L_{75\%}$ an estimated age of 3 years. Overlapping the logistic curves of total catch and female maturity, 46% of the catch was equal or less than $L_{25\%}$, 70% is equal or less than $L_{50\%}$ and 87% is equal or less than $L_{75\%}$. This indicates that when females attain the minimum size for maturity (50% of mature females), 70% of them have already been caught (fig. 3).

Discussion

The following size ranges have been reported in previous studies for sierra fisheries on the Pacific coast of Mexico: 250–749 mm L_F for Mazatlán, 250–690 mm standard length (L_P) for Sonora, 270–720 mm L_F for Nayarit, 195–780 mm L_F for Jalisco and 270–990 mm total length (L_T) for Michoacán (table 1). The range obtained in this study (105–740 mm L_F) shows an increase in the lower limit (17 organisms < 250 mm L_F), while the upper limit is similar. Based on the range defined between the lower and upper quartiles (50% of the catch), the

(50% de las hembras maduras), 70% de ellas ya han sido capturadas (fig. 3).

Discusión

En la pesquería de la sierra, el intervalo de tallas reportado en trabajos previos fue de 250 a 749 mm L_F para Mazatlán, de 250 a 690 mm de longitud estándar (L_P) para Sonora, de 270 a 720 mm L_F para Nayarit, de 195 a 780 L_P para Jalisco y de 270 a 990 mm de longitud total (L_T) para Michoacán (tabla 1). En el presente estudio el intervalo (105 a 740 mm L_F) se incrementó hacia el límite inferior (17 organismos < 250 mm L_F), mientras que el límite superior fue similar. A partir del intervalo definido entre el cuartil inferior y superior (50% de la captura), en este estudio el esfuerzo pesquero fue soportado por organismos de 350–440 mm L_F , lo cual coincide con lo reportado para Mazatlán por Macías-Romero y Mota-Pineda (1990; 370 a 450 mm L_T) y Pérez Ramos (1994; 350 a 449 mm L_P), en Jalisco por Espino-Barr *et al.* (2004; 340–480 mm L_P), lo cual implica una selectividad muy marcada del arte de pesca hacia el intervalo de talla de 244 a 732 mm de L_F y, en especial, sobre el intervalo entre 350 y 440 mm de L_F . En Michoacán el intervalo del 50% de las capturas es mayor (390 a 550 mm L_T), lo que se atribuye a que los organismos fueron capturados mayormente con redes de 88.9 y 101.6 mm (3.5 y 4 pulgadas) de luz de malla (Macías-Romero y Mota-Pineda 1990).

Las pendientes de la relación L_F vs. W_p tanto por sexo (2.83 machos, 2.81 hembras) como para el total de la muestra (2.79), presentaron una relación alométrica negativa con respecto a la pendiente hipotética de isometría de 3. Estos valores se encuentran dentro del intervalo reportado en trabajos previos, de 2.65 a 3.05 (tabla 1). Este intervalo tan amplio se debe a las diferencias metodológicas entre estudios y a la gran variación de W_p influenciada directamente por el peso del contenido estomacal y estadio de madurez.

Aun cuando se observó un mayor número de hembras, la proporción de sexos no fue diferente de 1:1, la cual es una tendencia similar a la reportada en Mazatlán (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997); sin embargo, Lizárraga-Rodríguez (1984) en Nayarit y Macías-Romero y Mota-Pineda (1990) en Michoacán y Mazatlán reportan una proporción mayor de 1:1.4 (tabla 1). Esta tendencia puede ser el resultado de un error de muestreo y de la forma de determinar el sexo, ya que es más evidente la observación macroscópica de los gametos de las hembras que la de los machos. Por otro lado, esto podría deberse a una selección inadvertida de las hembras por la pesquería, debido a las diferentes conductas intersexuales, más que a una verdadera diferencia en la tasa de sexos o a la diferencia en la mortalidad de larvas y juveniles entre machos y hembras, tal y como lo señala Oxenford (1999) para *Coryphaena hippurus*.

La presencia de estadios III y IV en hembras y III en machos, evidencia un pico de desove de mayo a junio, lo cual es coherente con lo reportado en la zona de estudio. La

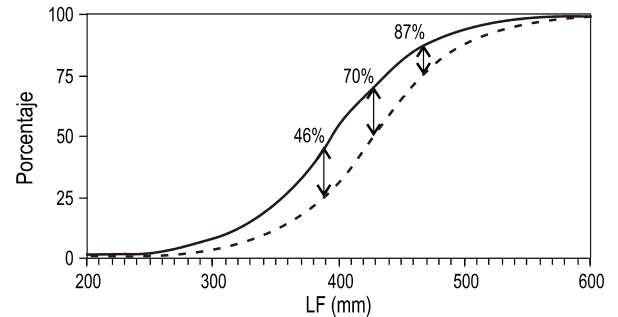


Figura 3. Estimación de la talla de primera madurez (---) y de primera captura (—) de *Scomberomorus sierra*.

Figure 3. Size at first maturity (---) and at first capture (—) of *Scomberomorus sierra*.

fishing effort was supported by organisms of 350–440 mm L_F , which coincides with that reported for Mazatlán by Macías-Romero and Mota-Pineda (1990; 370–450 mm L_T) and Pérez-Ramos (1994; 350–449 mm L_F), and for Jalisco by Espino-Barr *et al.* (2004; 340–480 mm L_P). This indicates a marked selectivity of the fishing gear for the size range of 244–732 mm L_F and especially for that of 350–440 mm L_F . In Michoacán, the size range for 50% of the catches (390–550 mm L_T) is greater, and this has been attributed to the fact that the organisms were primarily caught with nets of 88.9 and 101.6 mm (3.5 and 4 inches) mesh size (Macías-Romero and Mota-Pineda 1990).

The slopes of the L_F vs W_T relationship, both by sexes (2.83 males, 2.81 females) and for the overall sample (2.79), showed a negative allometric relation relative to the hypothetical isometric slope of 3. These values are within the range of 2.65–3.05 reported in previous studies (table 1). This wide range is due to methodological differences among studies and to the great variation of W_T , influenced directly by the weight of the stomach content and stage of maturity.

Despite the greater number of females observed, the sex ratio was 1:1, similar to that reported for Mazatlán (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997); however, Lizárraga-Rodríguez (1984) and Macías-Romero and Mota-Pineda (1990) reported male:female ratios above 1:1.4 for Nayarit and for Michoacán and Mazatlán, respectively (table 1). This tendency could be the result of a sampling error and of how the sex was determined, since the macroscopic observation of female gametes is clearer than that of males. On the other hand, this could be due to an inadvertent selection of females by the fishery because of different intersexual behaviours, rather than to a real difference in the sex ratio or to a difference in larval and juvenile mortalities between males and females, as mentioned by Oxenford (1999) for *Coryphaena hippurus*.

The presence of stages III and IV in females and III in males indicates a spawning peak from May to June, concurring

Tabla 1. Datos y parámetros básicos para *Scomberomorus sierra* en el litoral del Pacífico mexicano. M:H expresa la proporción sexual macho:hembra.
Table 1. Basic parameters and data for *Scomberomorus sierra* from different localities on the Pacific coast of Mexico. M:H indicates the male:female ratio.

	San Blas, Nayarit ¹	Mazatlán, Sinaloa ²	Mazatlán, Sinaloa ³	Bahía Bujadero, Michoacán ⁴	Mazatlán, Sinaloa ⁴	Mazatlán, Sinaloa ⁵	Mazatlán, Sinaloa ⁶	Guaymas, Sonora ⁷	Mazatlán, Sinaloa ⁸	Guaymas, Sonora ⁸	Guaymas, Sonora ⁹	Jalisco ¹⁰
Organismos	1430	350	438	1263	783	132	142	163	3064	99	60	483
Longitud (mm)												
Máxima	675	710	725	990	695		640	690	620	600	490	780
Mínima	305	318	325	270	299		330	250	255	260	260	195
Promedio	489	401	399	522	358				386	372	334	412
Peso (g)												
Máximo	2400	1900		5200	1870		1574	1500		774		4486
Mínimo	120	190		100	200		190	135		117		89
Promedio	1632	595		1060	508					294		740
L_{∞}				1010 a 1020	1020 a 1030			600				
K				0.05 a 0.06	0.07 a 0.10			0.77				
T_0				-4.58 a -5.9	-2.85 a -3.77			-0.15				
$L_T W_T$												
a	0.00949	0.0064								0.00004		0.02
b	2.84	2.67		2.90	3.05					2.73		2.83
M:H	1:1.7	1:1.3	1:1.2	1:1.7	1:1.4	1:1	1:1.1					

¹ Lizárraga-Rodríguez (1984), ² Arámburo-Páez *et al.* (1985), ³ Pérez-Ramos (1994), ⁴ Macías-Romero y Mota-Pineda (1990), ⁵ Valle-Martínez *et al.* (1996), ⁶ Peraza-Lizárraga *et al.* (1997), ⁷ Montemayor-López *et al.* (1999), ⁸ Cervantes-Escobar (2004), ⁹ Medina-Gómez (2004), ¹⁰ Espino-Barr *et al.* (2004).

madurez gonádica de *S. sierra* se inicia en diciembre, se intensifica de abril a julio y la reproducción masiva de organismos se da de julio a septiembre, realizando un segundo desove de menores proporciones en octubre y noviembre (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Macías-Romero y Mota-Pineda 1990, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997, Cervantes-Escobar 2004, Medina-Gómez 2004).

Para un intervalo de tallas de 105 a 740 mm L_F se estimaron seis clases de talla, lo cual coincide con los cinco grupos reportados por Arámburo-Páez *et al.* (1985) en Mazatlán. Sin embargo, Macías-Romero y Mota-Pineda (1990) reportan ocho grupos para un intervalo de 299–695 mm L_T en Mazatlán, y once grupos en Michoacán para un intervalo de 270–990 mm L_T . Estas diferencias podrían estar ligadas a una mejor representación de los grupos de tallas mayores, lo que se refleja en el cálculo de L_∞ . Sin embargo, el valor reportado por Macías-Romero y Mota-Pineda (1990) de 1030 mm L_T es similar al observado en este estudio (958 mm L_F), lo cual hace suponer una sobredefinición de los grupos, ya que estos autores señalan que la mayoría de los organismos se encuentran en los estadios de madurez II a IV en ambas localidades. Montemayor-López *et al.* (1999) reportan una L_∞ de 600 mm, la cual es mucho menor que la L_P máxima observada de 690 mm a consecuencia de una incompleta representación de los grupos de talla mayores. Las mayores discrepancias entre modelos, se observan en el coeficiente de crecimiento individual k , de 0.05 a 0.06 en Mazatlán, de 0.07 a 0.1 en Michoacán (Macías-Romero y Mota-Pineda 1990) y c. 0.06 (0.77 anual) en Sonora (Montemayor-López *et al.* 1999). Exceptuando el máximo valor de Michoacán, el valor de k se encuentra alrededor de 0.06, lo cual está muy por encima de lo encontrado en este trabajo (0.015). Para un organismo de 200 mm de L_F nuestro modelo estima una edad de 15 meses y una L_F de 212 mm. En contraste, para esta edad el modelo de Macías-Romero y Mota-Pineda (1990) estima una talla de 630 a 872 mm, mientras que Montemayor-López *et al.* (1999) estiman una de 373 mm, lo cual no se ajusta a nuestros datos. La gran sobrestimación de estos modelos es consecuencia directa de los altos valores de k .

La comparación de los modelos de crecimiento de Pitcher y Macdonald (1973) y de von Bertalanffy (Haddon 2001) mostró una distinta descripción de los datos observados. El modelo oscilatorio describió mejor la información y mostró una mayor precisión en los parámetros evaluados mediante el criterio de Akaike (Haddon 2001). En comparación con el modelo típico de crecimiento, se observó una curva de crecimiento de suave pendiente que no describió la información observada; los residuos alrededor del ajuste causaron un aumento en la evaluación del criterio de Akaike, a pesar de que este modelo sólo dependía de tres parámetros (L_∞ , t_0 y k), contra cinco del modelo alterno (L_∞ , t_0 , k , C y t_s). El patrón oscilatorio del modelo de Pitcher y Macdonald (1973) se considera estadísticamente adecuado para la representación del patrón de crecimiento de *S. sierra*.

with that reported for the study area. Gonad maturity of *S. sierra* initiates in December and intensifies from April to July, and mass reproduction of organisms occurs between July and September, with a second spawn of smaller proportions in October and November (Arámburo-Páez *et al.* 1984, Macías-Romero and Mota-Pineda 1990, Pérez-Ramos 1994, Valle-Martínez *et al.* 1996, Peraza-Vizcarra *et al.* 1997, Cervantes-Escobar 2004, Medina-Gómez 2004).

Six size classes were estimated for a range of 105–740 mm L_F . This is in agreement with the five groups reported by Arámburo-Páez *et al.* (1985) for Mazatlán, but Macías-Romero and Mota-Pineda (1990) reported eight groups for a range of 299–695 mm L_T in Mazatlán and eleven groups for a range of 270–990 mm L_T in Michoacán. These differences could be attributed to a better representation of the large-size groups, which is reflected in the calculation of L_∞ . Nevertheless, the value given by Macías-Romero and Mota-Pineda (1990) of 1030 mm L_T is similar to that obtained in this study (958 mm L_F), and an overdefinition of the groups is therefore assumed, since those authors indicate that most organisms were in stages II to IV at both sites. Montemayor-López *et al.* (1999) reported a L_∞ of 600 mm, which is much lower than the maximum L_P of 690 mm as a result of the incomplete representation of the large-size groups. The individual growth coefficient (k) shows the greatest discrepancies between models: 0.05–0.06 for Mazatlán, 0.07–0.1 for Michoacán (Macías-Romero and Mota-Pineda 1990) and ~0.06 (0.77 annual) for Sonora (Montemayor-López *et al.* 1999). Except for the maximum value for Michoacán, the k value is about 0.06, much higher than that found in this study (0.015). For an organism of 200 mm L_F , our model estimates an age of 15 months and a L_F of 212 mm. In contrast, for this age, Macías-Romero and Mota-Pineda's (1990) model estimates a size of 630–872 mm, whereas Montemayor-López *et al.* (1999) estimate a size of 373 mm. The overestimation of these models is a direct consequence of the high k values.

The comparison of the Pitcher and Macdonald (1973) and von Bertalanffy (Haddon 2001) growth models showed a different description of the data. The oscillatory model provided a better description of the information and greater precision of the parameters evaluated using the Akaike criterion (Haddon 2001). Compared with the typical growth model, a soft-slope growth curve was obtained that did not describe the information observed; the residuals around the fit caused an increase in the evaluation of the Akaike criterion, even though this model only depended on three parameters (L_∞ , t_0 and k), as opposed to five in the other model (L_∞ , t_0 , k , C and t_s). The oscillatory pattern of the Pitcher and Macdonald (1973) model is considered statistically suitable to represent the *S. sierra* growth pattern.

In regard to the age structure, six age classes were determined for *S. sierra*. The females caught by the fishery had an estimated size at first maturity of 443 mm L_F , equivalent to a time of c. 3 years, and an estimated size at first capture of

En términos de la estructura de edades, para *S. sierra* se estimaron seis clases de edad, en donde las hembras capturadas por la pesquería tienen una talla estimada de primera madurez de 443 mm de L_F que equivale a un tiempo de *c.* 3 años, mientras que la talla estimada de primera captura fue de 398 mm de L_F , que en tiempo representa *c.* 2 años y 10 meses. Los resultados muestran que la pesquería está capturando 70% de hembras maduras, con tallas menores a la L_F de primera madurez. La talla mínima de primera madurez reportada en Nayarit para ambos sexos es de 365 mm L_F (Lizárraga-Rodríguez 1984) mientras que en Mazatlán es de 340 mm L_F (Arámburo-Páez *et al.* 1985), contra 318 mm L_F en este estudio. Ello indica una incidencia de captura sobre hembras en fases previas a la madurez. Bajo estas condiciones de explotación, es posible que la pesquería de *S. sierra* se encuentre sometida a una sobreexplotación del crecimiento, es decir, se capturan en exceso individuos jóvenes del stock vulnerable (Hilborn y Walters 1992). En términos de la explotación de un recurso marino, las tácticas de pesca (i.e. vedas, tallas mínimas de captura, tipos de arte de pesca) son herramientas que deben responder a las necesidades de una estrategia de administración, que deben orientar la explotación del recurso a regímenes de cuotas de captura, tasas de explotación constantes o valores de escape proporcional constante (Hilborn y Walters 1992). Para *S. sierra* no existe una estrategia de administración, ni puntos de referencia para su explotación (Caddy y Mahon 1995). En cambio se cuenta con una propuesta de luz de malla de 63.5 ó 76.2 mm (2.5 ó 3 pulgadas) que no ha permitido establecer la efectividad del criterio de explotación en términos de mortalidad por pesca (F). La tendencia en las capturas de *S. sierra* reportadas por SAGARPA (2002) en el estado de Sinaloa (fig. 4) muestra dos periodos con tendencia positiva durante lapsos de cinco años, de 1986 a 1990 y de 1993 a 1997, con capturas menores durante 1992 y 1998, siendo este último año en el que se reportó la producción más baja en toda la serie de tiempo. Sin embargo, también se observó el inicio de una tendencia positiva hasta 2002. Esta variación oscilatoria en las capturas hace necesario establecer una estrategia de manejo en la explotación de *S. sierra*, ya que la mortalidad por pesca debe tener como objetivo el mantenimiento de un fracción adulta desovante en la población, estrategia que puede ser utilizada con fines de administración (Hilborn y Walters 1992). Esto sugiere que la pesquería requiere de la estimación de una mortalidad por pesca que sea aplicable al mantenimiento del stock vulnerable.

Agradecimientos

A los pescadores de Playa Norte y el embarcadero de la Isla de la Piedra por permitirnos realizar el muestreo de su producto. A los revisores anónimos por sus comentarios y sugerencias a este manuscrito.

Referencias

Arámburo-Páez G, Luna-García JM, Tirado-Estrada G, Crespo-Domínguez A, Ramírez FJ, Jasso-Aguirre MA, Peralta-Ramírez

398 mm L_F , corresponding to *c.* 2 years and 10 months. The results show that the fishery is capturing 70% of the mature females of a smaller size than the L_F at first maturity. A minimum size at first maturity for both sexes of 365 mm L_F has been reported for Nayarit (Lizárraga-Rodríguez 1984) and of 340 mm L_F for Mazatlán (Arámburo-Páez *et al.* 1985), whereas in this study it was 318 mm L_F . This indicates an incidence of capture of females in stages prior to maturity. Under these conditions of exploitation, it is possible that the *S. sierra* fishery is subject to overexploitation in regard to growth, that is, too many of the vulnerable stock's juveniles are being caught (Hilborn and Walters 1992).

In terms of the exploitation of a marine resource, the fishing tactics (e.g., closed seasons, minimum catch sizes, types of fishing gear) are tools that must address the needs of a management strategy and direct the exploitation of the resource towards catch quota regimes, constant exploitation rates or constant proportional escapement values (Hilborn and Walters 1992). No management strategy exists for *S. sierra*, nor are there any points of reference for its exploitation (Caddy and Mahon 1995). The use of a mesh size of 63.5 or 76.2 mm (2.5 or 3 inches) has been proposed, but it has not been possible to establish the effectiveness of the exploitation criterion in terms of fishing mortality (F). The tendency of the *S. sierra* catches reported by SAGARPA (2002) in the state of Sinaloa (fig. 4) shows two periods with positive trends during five-year lapses, from 1986 to 1990 and from 1993 to 1997, with minor catches in 1992 and 1998, and the lowest production of all the time series occurring in the latter year; however, the beginning of a positive trend was also observed until 2002. This variation in the catches indicates the necessity of establishing a management strategy for the exploitation of *S. sierra*, since fishing mortality, a strategy that can be used for management purposes, must aim to maintain a spawning adult fraction in the population (Hilborn and Walters 1992). Hence, it is important to estimate a fishing mortality that will maintain the vulnerable stock.

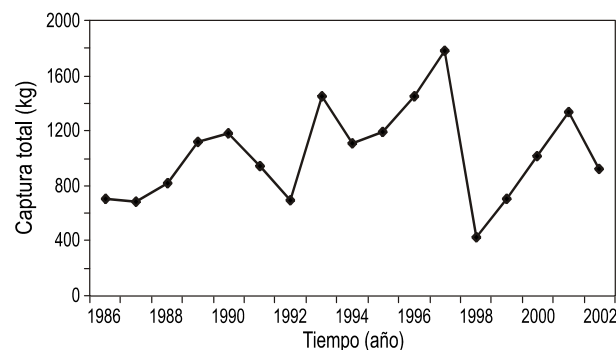


Figura 4. Captura total (toneladas) de *Scomberomorus sierra* en el estado de Sinaloa (México), de 1986 a 2002 (SAGARPA 2002).

Figure 4. Total catch (tons) of *Scomberomorus sierra* in the state of Sinaloa (Mexico), from 1986 to 2002 (SAGARPA 2002).

- E. 1984. Breve estudio sobre la sierra *Scomberomorus sierra*, capturada por pescadores libres de Playa Norte e Isla de la Piedra, Mazatlán. Mem. Serv. Soc. Universidad Autónoma de Sinaloa, 59 pp.
- Caddy JF, Mahon R. 1995. Reference points for fisheries management. FAO Fish. Tech. Pap. 347, Rome, 83 pp.
- Cervantes-Escobar A. 2004. Variación estacional de la estructura de tallas y madurez gonadal de la sierra *Scomberomorus sierra* en la costa este del Golfo de California. Tesis de licenciatura, Facultad de Ciencias del Mar, Universidad Autónoma de Sinaloa, México, 37 pp.
- Chen Y, Jackson DA, Harvey HH. 1992. A comparison of von Bertalanffy and polynomial functions in modelling fish growth data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49(6): 1228–1235.
- Collette BB, Nauen CE. 1983. FAO Species Catalog. Vol. 2. Scombrids of the world. An annotated and illustrated catalogue of tunas, mackerels, bonitos and related species known to date. FAO Fish. Synop. 125(2): 1–1337.
- Espino-Barr E, Cabral-Solís EG, García-Boas A, Puente-Gómez M. 2004. Especies marinas con valor comercial de la costa de Jalisco, México. Instituto Nacional de la Pesca. SAGARPA, 145 pp.
- Fournier D, Siber J, Majkowski J, Hampton J. 1990. MULTIFAN, a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated by using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47: 301–317.
- Goodyear CP. 1993. Spawning stock biomass per recruit in fisheries management: Foundation and current use. In: Smith SJ, Hunt JJ, Rivard D (eds.), Risk Evaluation and Biological Reference Point Fisheries Management. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 120: 67–81.
- Haddon M. 2001. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries. Chapman & Hall, Boca Raton, 406 pp.
- Hilborn R, Walters C. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment. Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman & Hall, New York, 570 pp.
- Hilborn R, Mangel M. 1997. The Ecological Detective. Confronting models with data. Monographs in population biology. Princeton Academic Press, New Jersey, 330 pp.
- Hildén M. 1993. Reference point for fisheries management: The ICES experience. In: Smith SJ, Hunt JJ, Rivard D (eds.), Risk Evaluation and Biological Reference Point Fisheries Management. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 120: 59–65.
- Holden M, Raitt D. 1974. Manual de Ciencias Pesqueras. Parte 2. Métodos para investigar los recursos y su aplicación. Doc. Téc. FAO, Pesca, 115 (Rev. 1), 211 pp.
- INP. 2001. Sustentabilidad y Pesca Responsable en México: Evaluación y Manejo. Instituto Nacional de la Pesca. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación, México, 1111 pp.
- Lagler KF, Bardach JE, Miller RR, May-Passino DR. 1977. Ichthyology. 2nd ed. John Wiley, New York, 506 pp.
- Lizárraga-Rodríguez HM. 1984. Contribución al conocimiento de las pesquerías de la sierra *Scomberomorus sierra* Jordan y Starks 1895, en la costa del estado de Nayarit. Mem. Serv. Soc. Universidad Autónoma de Sinaloa, 72 pp.
- Mace PM, Sissenwine MP. 1993. How much spawning per recruit is enough? In: Smith SJ, Hunt JJ, Rivard D (eds.), Risk Evaluation and Biological Reference Point Fisheries Management. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 120: 101–118.
- Macías-Romero ME, Mota-Pineda AF. 1990. Algunos aspectos biológicos y pesqueros de la sierra del Pacífico (*Scomberomorus sierra*, Jordan y Starks, 1895) en bahía Bufadero, Michoacán y el puerto de Mazatlán, Sinaloa. Tesis, Universidad Nacional Autónoma de México, 154 pp.

Acknowledgements

We thank the fishermen from Norte Beach and the dock at Piedra Island for letting us sample their product, and the anonymous reviewers of the paper for their comments and suggestions.

English translation by Christine Harris.

- Medina-Gómez SP. 2004. Variación estacional de la estructura de tallas y madurez gonadal de *Scomberomorus concolor* (Lockington, 1879) y de *Scomberomorus sierra* (Jordan y Starks, 1895), en la costa este del Golfo de California, México. Tesis de licenciatura, Facultad de Ciencias del Mar, Universidad Autónoma de Sinaloa, México, 37 pp.
- Montemayor-López G, Cisneros-Mata MA, Morga-López A, Castro-Longoria R, Molina-Ocampo R. 1999. Investigación para el manejo pesquero del recurso “Sierra” en el área central de la costa de Sonora. VII Congreso de la Asociación de Investigadores del Mar de Cortés, AC, y I Simposium Internacional sobre el Mar de Cortés, Hermosillo, México.
- Neter J, Kutner MH, Nachtschien J, Wasserman W. 1996. Applied Linear Statistical Models. McGraw-Hill, Irwin, 1408 pp.
- Oxenford HA. 1999. Biology of the dolphinfish (*Coryphaena hippurus*) in the western central Atlantic: A review. Sci. Mar. 63(3-4): 277–301.
- Peraza-Vizcarra JV, Niebla-Tirado JM, Rodríguez-Osuna A. 1997. Abundancia, prevalencia e intensidad de tremátodos, copépodos, isópodos y brachiuros en *Scomberomorus sierra*, Jordan y Starks 1895, capturado por pescadores de la Playa Norte, Mazatlán, Sinaloa. Mem. Serv. Soc. Universidad Autónoma de Sinaloa, 45 pp.
- Pérez-Ramos VH. 1994. Maduración sexual, hábitos alimenticios, estructura poblacional, variación temporal del esfuerzo y captura de la pesquería de la sierra del Pacífico *Scomberomorus sierra*, Jordan y Starks 1895 en la Bahía de Mazatlán, Sinaloa, durante el período 1988–1989. Mem. Serv. Soc. Universidad Autónoma de Sinaloa, 59 pp.
- Pitcher TJ, MacDonald PDM. 1973. Two models for seasonal growth in fishes. J. Appl. Ecol. 10(2): 599–606.
- Polacheck T, Hilborn R, Punt AE. 1993. Fitting surplus production models: Comparing methods and measuring uncertainty. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 50 (12): 2597–2607.
- Punt AE, Hilborn R. 1996. BIODYN: Biomass Dynamic Models. User's Manual. FAO Computerized Information Series (Fisheries), No. 10, Rome, 62 pp.
- Ruiz-Durán MF. 1985. Recursos Pesqueros de las Costas de México. Limusa, México, 208 pp.
- SAGARPA. 2002. Anuario Estadístico de Pesca. México, 266 pp.
- Sokal RR, Rohlf FJ. 1969. Biometry. WH Freeman, San Francisco, 776 pp.
- Sparre P, Venema SC. 1998. Introduction to tropical fish stock assessment. Part 1. FAO Fish. Tech. Pap. 306, Rome, 407 pp.
- Valle-Martínez O, Ruiz-Islas A, Esquer-Barrera R. 1996. Abundancia, prevalencia e intensidad de nemátodos en gónadas de hembras de *Scomberomorus sierra* (Jordan y Starks, 1895), capturada por pescadores de Playa Norte, Mazatlán, Sinaloa. Tesis de licenciatura, Facultad de Ciencias del Mar, Universidad Autónoma de Sinaloa, México, 55 pp.

Recibido en marzo de 2005;
aceptado en abril de 2006.