

# ASPECTOS TEORICOS PARA EL ANALISIS DE DATOS DE CAPTURA Y ESFUERZO DE PESCA MEDIANTE MODELOS DE FUNCION DE TRANSFERENCIA

## THEORETICAL ASPECTS FOR THE ANALYSIS OF CATCH AND EFFORT DATA THROUGH TRANSFER FUNCTION NOISE MODELS

---

Luis Cubillos y Pamela Sobarzo

### RESUMEN

La evaluación de recursos pesqueros a menudo se realiza a través de la relación entre las capturas o captura por unidad de esfuerzo y los esfuerzos de pesca anuales. Esta relación se utiliza para establecer niveles adecuados con el objeto de asegurar la conservación del recurso y por ende la explotación pesquera. Dado que las capturas, captura por unidad de esfuerzo, y esfuerzo de pesca son series de tiempo, en este trabajo se presentan aspectos teóricos para analizar mediante modelos de función de transferencia las relaciones entre estas variables, tomando en cuenta la estructura de autocorrelación de las series. Se demuestra la equivalencia entre la aproximación propuesta y los modelos clásicos de producción históricamente utilizados en el análisis de pesquerías, y se incorpora a éstos la estructura correlacionada del error en forma sistemática. Finalmente, se discute sobre la potencial aplicación de los modelos de función de transferencia en la investigación de pesquerías.

*Palabras claves:* Análisis de series de tiempo, modelos de función de transferencia, captura y esfuerzo de pesca.

### ABSTRACT

The evaluation of a fishing resource is often done through the relationships between the annual catch or catch per unit of effort and the annual fishing efforts. These relationships are used in order to establish adequate levels for the purpose of assuring the conservation and the exploitation of the resource. Because the catch, the catch per unit of effort and the fishing effort are time series, in this paper theoretical aspects are introduced in order to analyze the relationships between these variables through transfer function noise models, considering the autocorrelation structure of the series. The equivalence between the time series approach and the classical models historically used in the analysis of fisheries is demonstrated, and the correlated structure of the error is incorporated into these models in a systematic way. Finally, it is discussed the potential application of the transfer function noise models in the fisheries research.

*Key words:* Time series modelling, transfer function modelling, catch and fishing effort data.

Fecha de recepción: 2 - 8 - 93. Fecha de aceptación: 1 - 7 - 94.

### INTRODUCCION

En evaluación de pesquerías, usualmente se utiliza los datos de captura y esfuerzo de pesca para recomendar medidas de manejo pesquero, a través del empleo de modelos globales de producción, particularmente cuando datos biológicos específicos no están disponibles. Estos

modelos han sido ampliamente revisados y documentados, tanto en sus aspectos teóricos como prácticos.

Un modelo de producción puede tomar diferentes formas (Schnute, 1977), ya que modelan los procesos que determinan la biomasa de una población a través de una "caja negra" que establece las relaciones involucradas (Pitcher & Hart, 1982). De esta manera, desde el modelo lineal de Graham (1935) y Schaefer (1954), otros modelos han sido ampliamente utilizados; como el modelo exponencial de Fox (1970) y el

modelo generalizado de producción (Pella & Tomlinson, 1969; Fox, 1975).

Sin embargo, debido a que la formulación de estos modelos se basan en el concepto de equilibrio, éstos han sido revisados y adaptados con el objeto de mejorar el ajuste de los datos observados bajo condiciones de no-equilibrio de la pesquería (Schaefer, 1957; Gulland, 1971; Walter, 1975; Schnute, 1977; Deriso, 1980). En estos últimos, se intenta tomar en cuenta los cambios interanuales de la abundancia en función tanto del esfuerzo de pesca como de la abundancia del stock observada en el pasado.

Aunque la literatura sobre el análisis de datos de captura y esfuerzo de pesca contiene los más variados modelos de producción, Schnute (1985), siguiendo a Deriso (1980), los ha clasificado y los ha agrupado en una simple familia que contiene un parámetro que sólo establece la forma de la relación involucrada. A su vez, Schnute (1985) recomienda que la elección entre estos modelos se realice de acuerdo con los métodos de identificación y diagnosis de Box & Jenkins (1970).

En este trabajo, y como una alternativa para el análisis de datos de captura y esfuerzo de pesca, se presentan aspectos teóricos de un enfoque de series de tiempo para establecer la relación entre las capturas o captura por unidad de esfuerzo y el esfuerzo de pesca mediante modelos de función de transferencia. El enfoque, por lo tanto, reconoce que ambas series, captura y esfuerzo de pesca, son series de tiempo y que el orden de ocurrencia y magnitud de las observaciones son consideraciones importantes para identificar modelos particulares.

El desarrollo de tal enfoque se presenta en tres etapas: (a) presentación y definición del modelo general de función de transferencia, (b) demostración de la equivalencia entre éstos con los modelos clásicos de Schaefer (1954) y Fox (1970); y (c) incorporación sistemática de la estructura correlacionada del error a los modelos, mediante el uso de técnicas de análisis de series de tiempo de Box & Jenkins (1970).

## 1. Modelo general de función de transferencia (FT)

La presentación de este capítulo se basa particularmente en los trabajos de Noakes *et al.*

(1987) y de Stocker & Noakes (1988). Según estos autores, el modelo FT general se expresa por

$$(y_t - \mu_y) = \sum_{i=1}^m w_i(B) \{\delta_i(B)\}^{-1} B^{b_i} (x_{ti} - \mu_{xi}) + \theta(B) \{\phi(B)\}^{-1} \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $y_t$  es la variable respuesta o de interés en el tiempo  $t$ ,  $x_{ti}$  es la  $i$ -ésima covariable en el tiempo  $t$ ,  $\mu_y$  y  $\mu_{xi}$  son las medias de  $y_t$  y  $x_{ti}$ , respectivamente; y  $\varepsilon_t$  es una variable error con media cero y una estructura de covarianza ajustada (esta variable puede o no ser correlacionada serialmente) e independiente de  $x_{ti}$  (Vandaele, 1983). Los componentes de función de transferencia del modelo general,  $w_i(B) \{\delta_i(B)\}^{-1} B^{b_i}$ , son representados en términos de polinomios de orden finito

$$w_i(B) = w_{oi} - w_{1i}B - w_{2i}B^2 - \dots - w_{ui} B^{u_i} \quad (2a)$$

$$\delta_i(B) = 1 - \delta_{1i}B - \delta_{2i}B^2 - \dots - d_{ri} B^{r_i} \quad (2b)$$

donde  $w_{oi}$ ,  $w_{1i}$ , ...,  $w_{ui}$  y  $\delta_{1i}$ ,  $\delta_{2i}$ , ...,  $\delta_{ri}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) son parámetros que deben ser estimados,  $u_i$  y  $r_i$  representa el orden de los polinomios  $w_i(B)$  y  $\delta_i(B)$ , respectivamente; y  $B$  es el operador de rezago tal que  $By_t = y_{t-1}$  y  $B^n y_t = y_{t-n}$ , donde  $n$  es un entero positivo. El término  $B^{b_i}$  es utilizado para tomar en cuenta cualquier rezago en la respuesta asociada con la  $i$ -ésima covariable. Para mayor detalle, la notación y definición de la simbología utilizada en este trabajo se muestra en el Anexo 1.

Las series de covariables,  $x_{ti}$ , son series de tiempo relacionadas con la variable respuesta  $y_t$  en alguna forma. En el caso de análisis de datos pesqueros, la captura o el logaritmo de la captura debería ser la variable respuesta y esfuerzo de pesca o logaritmo del esfuerzo de pesca debería ser una posible covariable.

El componente de ruido estocástico del modelo general,  $\theta(B) \{\Phi(B)\}^{-1} \varepsilon_t$ , se utiliza para modelar la estructura de autocorrelación asociada con los datos. Este término incluye un componente de media móvil de orden  $q$  (MA( $q$ )),  $\theta(B)$  y un operador autorregresivo de orden  $p$  (AR( $p$ )),  $\Phi(B)$ , que se expresan, respectivamente por

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (3)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (4)$$

La combinación de los parámetros de media móvil (MA(q)) y autorregresivos (AR(p)) se refieren a un proceso ARMA(p,q). Como un caso especial, cuando no se incluye en el modelo general (1) una covariable (es decir,  $m = 0$ ), entonces el modelo se reduce a un proceso ARMA univariado (Box & Jenkins, 1970).

En un proceso AR, la observación en el tiempo  $t$  se relaciona linealmente con observaciones anteriores. Un proceso MA expresa la variable de respuesta,  $y_t$ , en términos de errores previos. Mezcla de procesos AR y MA resultan ser un método conveniente y compacto para describir la estructura de autocorrelación presente en una serie de tiempo particular. Inclusive, en el caso especial cuando  $p$  y  $q$  son igual a cero, el modelo ARMA(0,0) resultante implica que las observaciones de la serie de tiempo son independientes.

Modelos ARMA o ARIMA (si la serie fue diferenciada para inducir estacionariedad) han sido utilizados por otros investigadores para modelar datos pesqueros (Mendelssohn, 1981; Noakes *et al.*, 1987; Sails *et al.*, 1980; Stergiou, 1989).

En este contexto, en un modelo de función de transferencia (FT), el rol del investigador es determinar cual de los dos términos deben incluirse. Es decir, el modelo FT debe incluir sólo el componente de función de transferencia y un término de error aleatorio, o sólo el componente de ruido estocástico (el cual puede estar autocorrelacionado), o ambos componentes. Si el componente de función de transferencia no es incluido en el modelo, implica que la transformación requerida para modelar adecuadamente y predecir el fenómeno está solamente contenida dentro de las observaciones o mediciones del fenómeno. La inclusión de uno o más componentes de función de transferencia sugiere que algún mecanismo causal existe entre la variable respuesta y la covariable.

## 2. Equivalencia entre modelos clásicos de producción y modelos de función de transferencia

La teoría subyacente de los modelos de producción ha sido ampliamente revisada en, por

ejemplo, Ricker (1975), Caddy (1980), Gulland (1983), Pitcher & Hart (1982), entre otros. Por lo tanto, no es el objetivo de este trabajo realizar una revisión exhaustiva de la teoría. Asimismo, debido a que existen variados modelos, el análisis de la equivalencia entre modelos de producción y modelos de función de transferencia, dado ciertos supuestos, sólo se analiza para el caso de los modelos clásicos de Schaefer (1954) y Fox (1970), de acuerdo a la relación: (a) abundancia relativa versus esfuerzo, y (b) captura versus esfuerzo.

Se destaca que una vez que se ha definido una unidad de esfuerzo de pesca, el índice más inmediato de la abundancia real de una población, en un período de tiempo  $t$ , corresponde a la captura por unidad de esfuerzo. Esta variable se puede estimar de diferentes maneras según la disponibilidad y naturaleza de los datos (Yáñez & Maritano, 1983).

Bajo condiciones de equilibrio, el modelo de Schaefer (1954) supone que la abundancia de una población declinará linealmente en función de la intensidad de pesca, lo que en términos de la captura por unidad de esfuerzo y el esfuerzo total es representado por el siguiente modelo de observación

$$U_{eq} = \alpha - \beta E_{eq} \quad (5a)$$

y la relación captura-esfuerzo por

$$C_{eq} = \alpha E_{eq} - \beta E_{eq}^2 \quad (5b)$$

donde el subíndice "eq" denota condición de equilibrio. Sin embargo, con propósitos prácticos los datos observados de la  $U_t$  y del  $E_t$  ( $t = 1, 2, \dots, n$  años) son ajustados para estimar los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . Luego, las capturas equilibradas se obtienen a través de la ecuación (5b), en un rango de valores de  $E_t$ .

Por otra parte, a menudo los datos observados sobre la  $U_t$  y el  $E_t$  se distribuyen formando una curva cóncava hacia arriba, razón por la cual Fox (1970) propuso un modelo de observación exponencial, representado por

$$U_{eq} = \alpha \exp(-\beta E_{eq}) \quad (6a)$$

$$C_{eq} = \alpha E_{eq} \exp(-\beta E_{eq}) \quad (6b)$$

Luego, los pares de datos  $U_t$  y  $E_t$  son ajustado a una regresión exponencial, previa transformación, para estimar los parámetros y obtener las capturas equilibradas por medio de la ecuación (6b).

En ambos casos, se supone que el modelo ajustado representa una condición promedio que describe los datos constituyendo sólo una aproximación a la condición de equilibrio.

En el ámbito del análisis de datos con modelos de función de transferencia, usualmente sólo modelos particulares basados en el modelo general (ecuación (1)) se utilizan para describir la relación entre la variable de predicción y la variable respuesta. Por ejemplo, en el caso especial cuando  $\theta(B)\Phi\{(B)\}^{-1} = 1$  y se consideran los supuestos mostrados en la Tabla 1, se puede demostrar la equivalencia existente entre los modelos clásicos de producción, (ecuaciones (5) y (6)), con los modelos de función de transferencia.

#### a) Relación entre la captura por unidad de esfuerzo ( $U_t$ ) y el esfuerzo de pesca:

De acuerdo con los supuestos mostrados en la Tabla 1, el modelo lineal se puede expresar como

$$(U_t - \mu_U) = -w_0 (E_t - \mu_E) + \varepsilon_t \quad (7a)$$

$$U_t = (\mu_U + -w_0 \mu_E) - w_0 E_t + \varepsilon_t \quad (7b)$$

$$U_t = A - w_0 E_t + \varepsilon_t \quad (7c)$$

donde A es una función de las medias de la  $U_t$  y del  $E_t$ . Además, las capturas predichas se pueden obtener según la relación simple

$$\hat{C}_t = E_t \hat{U}_t \quad (8)$$

En el caso del modelo exponencial,  $y_t$  en la ecuación (1) debería ser el logaritmo de la captura por unidad de esfuerzo en el tiempo t, y  $x_{1t}$  el esfuerzo de pesca en el tiempo t (Tabla 1), para posteriormente obtener

$$\ln U_t - \mu_U = -w_0 (E_t - \mu_E) + \varepsilon_t \quad (9a)$$

$$\ln U_t = (\mu_U + w_0 \mu_E) - w_0 E_t + \varepsilon_t \quad (9b)$$

$$U_t = \exp(\mu_U \mu_E^{w_0}) \exp(-w_0 E_t + \varepsilon_t) \quad (9c)$$

$$U_t = A \exp(-w_0 E_t + \varepsilon_t) \quad (9d)$$

donde A es una función de la media geométrica,  $\mu_U$  y  $\mu_E$ , y las capturas se pueden predecir a través de la ecuación (8).

Como se puede apreciar, prácticamente no existen diferencias entre los modelos (5a) y (7c) y entre (6a) y (9d). Sin embargo, tal suerte de equivalencia se logra cuando el generador de ruido estocástico,  $\theta(B)\{\Phi(B)\}^{-1}$ , es igual a la unidad (Tabla 1). En efecto, modelos más complejos resultarán cuando el término de error está autocorrelacionado. Por ejemplo, al incorporar un parámetro de media móvil (MA(q)) al modelo lineal, la ecuación (7) quedaría expresada como

$$U_t = A - w_0 E_t + \theta(B) \varepsilon_t \quad (10)$$

y el modelo exponencial (ecuación (9)) por

$$U_t = A \exp(-w_0 E_t + \theta(B) \varepsilon_t) \quad (11)$$

donde  $\theta(B)$  se define en la ecuación (3).

A su vez, al incorporar un proceso autorregresivo de primer orden al modelo lineal (ecuación (7)), i.e.

$$(U_t - \mu_U) = -w_0 (E_t - \mu_E) + \varepsilon_t (1 - \Phi_1 B)^{-1} \quad (12a)$$

luego, al multiplicar por  $(1 - \Phi_1 B)$ , y considerando que  $B U_t = U_{t-1}$ ,  $B E_t = E_{t-1}$ ,  $B \mu_U = \mu_U$ , y  $B \mu_E = \mu_E$ , se obtiene

$$U_t = (1 - \Phi_1)(\mu_U + w_0 \mu_E) - w_0 E_t + \Phi_1 U_{t-1} + \Phi_1 w_0 E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12b)$$

y entonces, el modelo de FT queda expresado por

$$U_t = A - w_0 E_t + \Phi_1 (U_{t-1} + w_0 E_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12c)$$

Similarmente, el modelo (9) con un parámetro autorregresivo, resultaría como

$$U_t = A^{(1-\Phi_1)} U_{t-1}^{\Phi_1} \exp(-w_0 E_t + \Phi_1 w_0 E_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (13)$$

Además, puede ocurrir que a veces sea necesario considerar un proceso mixto o proceso

AR y MA de primer orden, respectivamente (ver más adelante). De acuerdo con esto, la incorporación sistemática de la estructura autocorrelacionada del error podría generar modelos que pueden resultar más apropiados para analizar los datos disponibles.

**b) Relación entre las capturas ( $C_t$ ) y el esfuerzo de pesca ( $E_t$ ):**

Debido a que a veces puede resultar conveniente establecer la relación que existe entre la captura y el esfuerzo de pesca, sin considerar la captura por unidad de esfuerzo debido a la posible autocorrelación en el ajuste de los modelos, se puede demostrar la equivalencia entre los modelos de producción (ecuaciones (5b) y (6b)) y los modelos de función de transferencia, dado los supuestos mostrados en la Tabla 1, para finalmente incorporar la estructura correlacionada del error a los modelos.

Si  $y_t$  es el logaritmo de las capturas en el tiempo  $t$ ,  $x_{t1}$  es el logaritmo del esfuerzo de pesca en el tiempo  $t$ , y además si el esfuerzo de pesca sin transformar se incluye como una segunda covariable (i.e.,  $x_{t2} = E_t$ ;  $m=2$ ) entonces el modelo general pasa a ser equivalente al modelo de producción exponencial de Fox (1970) (ecuación (6b)), es decir

$$(\ln C_t - \mu_c) = (\ln E_t - \mu_1) - \beta (E_t - \mu_2) + \varepsilon_t \quad (14a)$$

$$C_t = A E_t \exp(-\beta E_t + \varepsilon_t) \quad (14b)$$

donde  $A$  es una función de  $\mu_c, \mu_1$  y  $\mu_2$ , siendo los últimos dos las medias correspondientes al logaritmo del esfuerzo y esfuerzo respectivamente.

Un modelo de función de transferencia, similar al de la ecuación (5b), puede ser obtenido si las capturas se analizan para  $x_{t1} = E_t$  y  $x_{t2} = E_t^2$  ( $m=2$ , Tabla 1); esto es

$$(C_t - \mu_c) = \alpha (E_t - \mu_1) - \beta (E_t^2 - \mu_2) + \varepsilon_t \quad (15a)$$

$$C_t = A + \alpha E_t - \beta E_t^2 + \varepsilon_t \quad (15b)$$

donde  $A$  es una función de  $\mu_c, \mu_1$ , y  $\mu_2$ , siendo los últimos dos términos las medias de la serie del esfuerzo de pesca y del esfuerzo de pesca al cuadrado respectivamente.

La incorporación de un parámetro autorregresivo a la ecuación (14b), quedaría expresada como

$$(\ln C_t - \mu_c) = (\ln E_t - \mu_1) - \beta (E_t - \mu_2) + \varepsilon_t (1 - \phi_1 B)^{-1} \quad (16a)$$

donde  $\mu_1$  es la media de la serie  $\ln E_t$  y  $\mu_2$  es la media de la serie  $E_t$ . Al resolver la ecuación (16a) para  $C_t$ , se obtiene la siguiente expresión

$$C_t = A^{(1-\phi_1)} E_t E_{t-1}^{-\phi_1} C_{t-1}^{\phi_1} \exp[-(1-\phi_1 B)\beta E_t + \varepsilon_t] \quad (16b)$$

Por otra parte, un proceso mixto o proceso AR y MA puede también ser considerado. Así por ejemplo, un modelo de función de transferencia con un proceso ARMA(1,1) para el caso del modelo de Fox (1970), resultaría como

$$C_t = A^{(1-\phi_1)} E_t E_{t-1}^{-\phi_1} C_{t-1}^{\phi_1} \exp[-(1-\phi_1 B)\beta E_t] \exp[(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})] \quad (17)$$

donde  $\phi_1$  y  $\theta_1$  son los parámetros AR y MA de primer orden, respectivamente.

Se destaca que es improbable que más de un total de dos parámetros AR o MA pueda ser

Tabla 1. Supuestos empleados para formular el modelo de función de transferencia general como modelos de producción clásicos.

Assumptions used in the formulation of the general function transfer noise model as a classic fishery production model.

Modelo	$y_t$	$m$	$x_{t1}$	$x_{t2}$	$w_{01}$	$w_{02}$	$\theta(B) \Phi(B)^{-1}$
<b>a) Captura por unidad de esfuerzo versus esfuerzo:</b>							
Lineal	$U_t$	1	$E_t$	-	$w_0$	-	1
Exponencial	$\ln U_t$	1	$E_t$	-	$w_0$	-	1
<b>b) Captura versus esfuerzo:</b>							
Exponencial	$\ln C_t$	2	$\ln E_t$	$E_t$	1	$\beta$	1
Parábola	$C_t$	2	$E_t$	$E_t^2$	$\alpha$	$\beta$	1

justificado, tanto desde un punto de vista biológico como estadístico. En la práctica, los modelos más comunes incluirían sólo un proceso AR, un parámetro MA, o uno de cada uno. No obstante, la extensión de cada modelo para obtener procesos autorregresivos de orden  $p$  y parámetros de media móvil de orden  $q$ , se puede generalizar fácilmente.

## DISCUSION

Se ha desarrollado un enfoque de análisis de series de tiempo para analizar datos de captura y esfuerzo de pesca provenientes de la explotación comercial de un recurso. El método considera y explota el factor que tanto los datos de captura y esfuerzo de pesca son series de tiempo y que el orden de ocurrencia y magnitud de las observaciones son de notable interés para el desarrollo de modelos particulares, basados en el modelo general. De esta manera, la relación captura por unidad de esfuerzo versus esfuerzo, o captura versus esfuerzo se formula a través de un modelo de función de transferencia y técnicas de análisis de series de tiempo (Box & Jenkins, 1970; Vadaele, 1983), que se utilizan para incorporar la estructura correlacionada del error sistemáticamente.

Se destaca que una formulación similar para el análisis de la relación entre el reclutamiento y el tamaño del stock fue formulada por Noakes *et al.* (1987), quien demuestra que los modelos FT aplicado a los datos de reclutamiento y stock desovante del arenque del Mar del Norte (*Clupea harengus*) y "halibut" (*Hippoglossus stenolepis*) resultaron en un mejor ajuste estadístico, en términos de varianza residual, que los modelos clásicos o ARMA univariados. Por lo tanto, se esperaría que tal conclusión pueda extenderse al análisis de los datos de captura y esfuerzo.

Además, la gran ventaja que puede presentar el analizar datos de captura o captura por unidad de esfuerzo versus esfuerzo mediante modelos de función de transferencia, radica en el hecho de poder describir apropiadamente la estructura de autocorrelación de las series de tiempo, a través de la incorporación de parámetros autorregresivos y de medias móviles. En efecto, la mayor limitante en la aplicación de los modelos clásicos de producción es el con-

cepto de equilibrio bajo el cual fueron derivados. Así, Gulland (1971) sugirió relacionar la captura por unidad de esfuerzo del año  $t$  con el esfuerzo de pesca promediado sobre algunos años previos; en tanto Fox (1975) propuso utilizar promedios ponderados por el número de clases de edad que contribuye significativamente a las capturas.

En este contexto, el requisito de condición de equilibrio presente en los datos puede ser parcialmente superado con la aplicación de modelos de función de transferencia al incluir procesos autorregresivos (ecuaciones (12), (13) y (16)), ya que bajo esta formulación se toma en cuenta el pasado de la pesquería. De esta manera, los modelos de función de transferencia derivados en este trabajo, provee una aproximación general para analizar la información disponible a través de un modelo lineal simple y estocástico.

Además, se destaca que las herramientas estadísticas expuestas son de enorme potencial, sobre todo cuando en una pesquería otros factores distintos al esfuerzo de pesca pueden tener algún mecanismo causal. Tal es el caso de la incorporación de variables derivadas del ambiente físico, como temperatura superficial del mar, índices de surgencia y turbulencia entre otros, que han sido incorporados a los modelos de producción para explicar de mejor manera las fluctuaciones en las capturas (e.g. Freon, 1983; Freon *et al.*, 1991; Yáñez, 1991). Asimismo, componentes de baja frecuencia, que pueden provocar cambios sobre cortos períodos de tiempo (p. ej. El Niño, vedas temporales, o cierre de pesquerías), podrían ser tratados a través de análisis de intervención para explicar las fluctuaciones de la variable respuesta.

Por ejemplo, Noakes (1986) cuantifica los cambios en *Cancer magister* de British Columbia a través del análisis de intervención; en tanto, Fogarty (1989) presenta aplicaciones para predecir capturas y abundancia de invertebrados explotados a través del uso de modelos ARIMA, función de transferencia y análisis de intervención.

De acuerdo a lo expuesto, se reconoce una manera fácil de aplicar e interpretar los modelos de función de transferencia en el ámbito del análisis de pesquerías. Sin embargo, se debe recordar las etapas para la obtención de un

modelo particular; esto es, procedimientos de identificación, estimación y diagnóstico (Vandaele, 1983; Stergiou, 1989; Noakes *et al.* 1987). Asimismo, el análisis de correlación cruzada se debe ejecutar para determinar cuál serie incorporar al modelo y las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial para identificar el orden de los procesos AR y MA (Vandaele, 1983). Además, como lo recomienda Box & Jenkins (1970), en algunas oportunidades será necesario ejecutar un “preblan-

queado” para eliminar la estructura de cada variable, y luego realizar el análisis de correlación cruzada considerando los residuos de ambas variables, para identificar los modelos particulares.

Finalmente, después de estimar los parámetros del modelo identificado, la estructura de los residuos debe ser examinada para asegurar que estos sean normalmente independientes e idénticamente distribuidos con media cero y varianza constante.

#### ANEXO 1. Notación y simbología utilizada.

Notation and symbols used.

Parámetro	Definición
A	Constante de proporcionalidad.
AR(p)	Modelo autorregresivo de orden p.
ARMA(p,q)	Modelo autorregresivo de media móvil, con p AR y q MA términos.
$b_i$	Tiempo de rezago asociado con la i-ésima covariable o serie de intervención.
B	Operador de rezago.
$C_t$	Captura en el tiempo t.
$E_t$	Esfuerzo de pesca en el tiempo t.
$\epsilon_t$	Componente de ruido blanco en el tiempo t, distribuido normal e independiente con media cero y varianza constante.
m	Número de series covariables y/o componentes de intervención incluidas en el modelo de función de transferencia.
MA(q)	Modelo de media móvil de orden q.
p	Orden del operador autorregresivo no estacional.
q	Orden del operador de media móvil no estacional.
$r_i$	Orden del polinomio $\delta_i(B)$ , en el i-ésimo componente de función de transferencia.
t	Período de tiempo discreto.
$U_t$	Captura por unidad de esfuerzo o índice de abundancia relativa en el tiempo t.
$u_i$	Orden del polinomio $w_i(B)$ , en el i-ésimo componente de función de transferencia.
$x_t$	Valor de la covariable o serie de intervención en el tiempo t (cuando m=1).
$x_{it}$	Valor de la i-ésima covariable o serie de intervención en el tiempo t (cuando m>1).
$y_t$	Valor de la variable respuesta en el tiempo t.
$\alpha$	Constante de proporcionalidad en los modelos clásicos de producción.
$\beta$	Coefficiente aritmético en los modelos clásicos de producción.
$\delta_{ji}$	J-ésimo parámetro asociado con el polinomio $\delta_i(B)$ , en el i-ésimo componente de función de transferencia.
$\delta_i(B)$	Denominador del i-ésimo operador de función de transferencia.
$\theta_i$	I-ésimo parámetro de media móvil no estacional.
$\theta(B)$	Operador de media móvil no estacional de orden q.
$\sigma^2$	Varianza de $\epsilon_t$ .
$\Phi_i$	I-ésimo parámetro autorregresivo no estacional.
$\Phi(B)$	Operador autorregresivo de orden p.
$w_{ji}$	J-ésimo parámetro asociado con el polinomio $w_i(B)$ en el i-ésimo componente de función de transferencia.
w(B)	Numerador del i-ésimo operador de función de transferencia.



## LITERATURA CITADA

- BOX, G.E.P. & G.M. JENKINS. 1970. Time series analysis: Forecasting and Control, Holden Day Inc., San Francisco, CA.
- CADDY, J.F. 1980. Surplus production models. In: Selected lectures from the CIDA/FAO/CECAF seminar on fishery resource evaluation, FAO/TF/INT 180 (c) Suppl.: 29-55.
- DERISO, R.V. 1980. Harvesting strategies and parameter estimation for an age structured model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37:268-282.
- FOGARTY, M.J. 1989. Forecasting yield and abundance of exploited invertebrates. In: Marine Invertebrates Fisheries, their assessment and management, J.F. Caddy (Ed.), John Wiley & Sons, pp. 701-724.
- FOX, W.W. 1970. An exponential yield model for optimizing exploited fish populations. Trans. Am. Fish. Soc. 99:80-88.
- FOX, W.W. 1975. Fitting the generalized stock production model by least-squares and equilibrium approximation. Fish. Bull. 73(1):23-26.
- FREON, P. 1983. Production models as applied to sub-stocks depending on upwelling fluctuations. In: Proceeding of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources, G.D. Sharp & J. Csirke (Eds.), FAO Fish Rep 291(3):1047-1064.
- FREON, P., C. MULLON & G. PICHON. 1991. CLIMPROD: a fully interactive expert-system software for choosing and adjusting a global production model which accounts for changes in environmental factors. In: Long-term variability of pelagic fish populations and their environment, T. Kawasaki, S. Tanaka, Y. Toba & A. Taniguchi (eds.), Pergamon Press, pp. 347-357.
- GRAHAM, 1935. Modern theory of exploiting a fishery and the overfishing problem. Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer 110 (2): 15-20.
- GULLAND, J.A. 1971. The fish resources of the oceans. West Byfleet, Surrey. Fishing News Books Ltd. for FAO: 225 Rev. ed. of FAO Fish Tech. Pap. (97): 45 p.
- GULLAND, J.A. 1983. Fish stock assessment: a manual of basic methods. Chichester, U.K., Wiley Interscience, FAO/Wiley series on food and agriculture, Vol. 1: 223 p.
- MENDELSSOHN, R. 1981. Using Box-Jenkins models to forecast fishery dynamics: identification, estimation and checking. Fish. Bull. 78:887-896.
- NOAKES, D.J., D.W. WELCH & M. STOCKER. 1987. A time series approach to stock-recruitment analysis: transfer function noise modelling. Nat. Resour. Model. 2:213-233.
- NOAKES, D.J. 1986. Quantifying changes in British Columbia Dugeness crab (*Cancer magister*) landings using intervention analysis. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 43: 634-639.
- PELLA, J.J. & P.K. TOMLINSON. 1969. A generalized stock production model. Interamerican Tropical Tuna Comm., Bull. 13:419-496.
- PITCHER, T.J. & P.J.B. HART. 1982. Fisheries ecology. The AVI Publishing Company, Westport, Connecticut. 414 p.
- RICKER, W.E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Board Can. 191: 382 p.
- SAILA, S.B., M. WIGBOUT & R.J. LERMIT. 1980. Comparison of some time series models for the analysis of fisheries data. J. Cons. int. Explor. Mer, 39:44-52.
- SCHAEFER, M.B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial marine fisheries. Interamerican Tropical Tuna Comm., Bull 1: 25-56.
- SCHAEFER, M.B. 1957. A study on the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. Interamerican Tropical Tuna Comm., Bull. 2:247-268.
- SCHNUTE, J. 1977. Improved estimates from the Schaefer production model: theoretical considerations, J. Fish. Res. Board Can. 34:583-603.
- SCHNUTE, J. 1985. A general theory for analysis of catch and effort data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 42: 419-429.
- STERGIOU, K.I. 1989. Modelling and forecasting the fishery for pilchard (*Sardina pilchardus*) in the Greek waters using ARIMA time-series models. J. Cons. int. Explor. Mer, 46:16-23.
- STOCKER, M. & D.J. NOAKES. 1988. Evaluating forecasting procedures for predicting Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*) recruitment in British Columbia. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 45(6):928-935.
- VANDAELE, W. 1983. Applied time series model and Box-Jenkins models. Academic Press, USA, Orlando, 417 p.
- WALTER, G.G. 1975. Graphical methods for estimating parameters in simple models of fisheries. J. Fish. Res. Board Can. 32: 2163-2168.
- YÁÑEZ, E. & L. MARITANO. 1983. Análisis histórico (1971-1980) de la pesquería pelágica de la zona norte de Chile (18° 20'S-24° 00'S) y estimación del estado de los recursos explotados. In: Análisis de pesquerías chilenas, P. Arana (Ed.), Escuela de Ciencias del Mar, Universidad Católica de Valparaíso, pp. 161-177.
- YÁÑEZ, E. 1991. Relationships between environmental changes and fluctuating major pelagic resources exploited in Chile (1950-1988). In: Long-term variability of pelagic fish populations and their environment, T. Kawasaki, S. Tanaka, Y. Toba & A. Taniguchi (eds.), Pergamon Press, pp. 301-309



# DETERMINACION DE LA TALLA DE MADUREZ SEXUAL Y FECUNDIDAD PARCIAL EN LA SARDINA COMUN, *STRANGOMERA BENTINCKI* (NORMAN, 1936), DEL AREA DE TALCAHUANO, CHILE.

## DETERMINATION OF THE SIZE AT SEXUAL MATURITY AND BATCH FECUNDITY IN COMMON SARDINE, *STRANGOMERA BENTINCKI* (NORMAN, 1936), OFF TALCAHUANO, CHILE.

Hugo Arancibia, Luis Cubillos, Jorge Remmaggi y Rubén Alarcón

### RESUMEN

Se determina la talla de madurez sexual y la fecundidad parcial en *Strangomera bentincki* con muestras obtenidas de Chile central en el período de desove, en 1991. La longitud de primera madurez sexual (criterio del 50% de hembras maduras) correspondió a 11 cm de longitud total. La fecundidad parcial promedio es 12.059 ovocitos por hembra, y la fecundidad relativa promedio es 388 ovocitos por gramo (peso sin ovario). La relación entre la fecundidad parcial (F, número de ovocitos) y el peso total (PT, gramos) del pez queda expresada por la función  $F = 3.194,51 \text{ EXP}(0,039 \cdot \text{PT})$ .

*Palabras claves:* Reproducción, índice gonadosomático, fecundidad parcial.

### ABSTRACT

The size at maturity and batch fecundity in common pilchard, *Strangomera bentincki*, off central Chile are determined with samples from the spawning season, in 1991. The size at first maturity (criterium of 50% of mature females) is at 11 cm of total length. The batch fecundity is 12,059 oocytes by female, and the relative fecundity is 388 oocytesgram<sup>-1</sup> (without ovary). The relationship between batch fecundity (F, number of oocytes) and total weight (TW, grams) is described by the formula  $F = 3,194.51 \text{ EXP}(0.039 \cdot \text{TW})$ .

*Key words:* Reproduction, gonadosomatic index, batch fecundity.

Fecha de recepción: 30 - 12 - 93. Fecha de aceptación: 25 - 7 - 94.

### INTRODUCCION

La pesca industrial de cerco en Chile central es la más importante del país, debido a los altos niveles de desembarques alcanzados (48% del desembarque total nacional en 1992). Esta pesquería centra su esfuerzo en el jurel (*Trachurus symmetricus murphyi*), siguiéndole en importancia la sardina común (*Strangomera bentincki*) y la anchoveta (*Engraulis ringens*).

Después de un largo período de capturas bajas, entre 1975 y 1988 (Cubillos & Arancibia, 1993), la sardina común se ha constituido nuevamente en un importante recurso pesquero pelágico del área de Talcahuano; en 1991, las capturas, alrededor de 565 mil toneladas presentaron un fuerte incremento (34%) respecto del año 1990, aunque en 1992 descendieron en 18% (SERNAP, 1991, 1992, 1993).

Debido a que las capturas de *S. bentincki* son altamente dependientes del reclutamiento, que ocurre en primavera y verano, se ha señalado que el incremento de las capturas en los últimos años es consecuencia de una serie de reclu-

tamientos fuertes (Cubillos & Arancibia, 1993). Actualmente, se observa una juvenilización de las capturas y una tendencia decreciente en la biomasa del stock adulto (Cubillos y Arancibia, *op. cit.*).

En atención a la importancia de *S. bentincki* como recurso pesquero regional, es necesario actualizar la información biológica básica para eventuales medidas de su ordenamiento pesquero. Por lo tanto, los objetivos del presente trabajo son: (1) actualizar la información respecto de la talla de madurez sexual de *S. bentincki* y su época principal de desove, y (2) estimar su fecundidad parcial, la que no ha sido analizada anteriormente para esta especie.

## MATERIALES Y METODOS

Los individuos de *S. bentincki* fueron muestreados periódicamente de los desembarques de

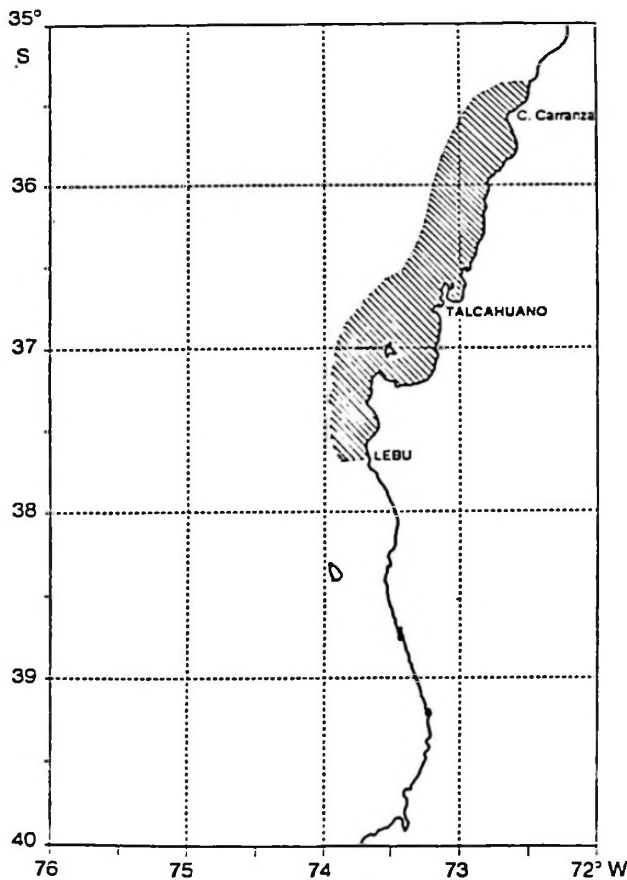


Figura 1. Área principal de pesca de *S. bentincki* en la zona centro-sur de Chile. Fuente: Instituto de Investigación Pesquera, Talcahuano, Chile, 1992.

Fishing area of *S. bentincki* in central-southern Chile. Source: Fisheries Research Institute at Talcahuano, Chile, 1992.

embarcaciones cerqueras que operaron en la zona comprendida entre 35°40' L.S y 37°10' L.S (Fig. 1), desde agosto a octubre de 1991. El número de hembras analizadas fue de 1.420; a cada ejemplar se le determinó la longitud total (LT; precisión 0,5 cm) y el peso total (PT; precisión 0,1 g). Además, en las hembras se registró el peso de la gónada y su estado de madurez sexual, según una escala macroscópica modificada de seis puntos para reproductores parciales (Holden y Raitt, 1975 *vide* Oliva *et al.*, 1986)(Tabla 1).

La época de desove fue determinada sobre la base del comportamiento de tres índices, a saber:

a) Índice gonádico (Ig), que se define como

$$Ig = \left( \frac{Pg}{LT^3} \right) \cdot 10000 \quad (1)$$

donde Pg es el peso de la gónada (g); LT es la longitud total (cm).

b) Factor de Condición Corregido (Kc). Este elimina el efecto del ovario y refleja el verdadero estado fisiológico del pez durante el período de desove. Su expresión es

$$Kc = \left[ \frac{(PT - Pg)}{LT^3} \right] \cdot 100 \quad (2)$$

donde PT es el peso total del individuo (g); Pg y LT han sido definidos anteriormente.

c) Índice Gonadosomático (IGS), que se define como

$$IGS = \frac{Pg}{(PT - Pg)} \cdot 100 \quad (3)$$

donde Pg y PT han sido definidos previamente.

La talla de madurez sexual fue determinada según el criterio del Incremento Relativo del Índice Gonadosomático (Finucane & Collins, 1984; *vide* Padilla *et al.*, 1990), identificándose ésta a través del mayor incremento del IGS entre grupos de tallas consecutivos de medio centímetro de longitud total.

El incremento relativo del índice gonadosomático (IR.IGS) se define como:

$$IR. IGS = \frac{(IGS_{j+1} - IGS_j)}{IGS_j} \cdot 100 \quad (4)$$

donde  $IGS_{j+1}$  es el índice gonadosomático promedio de la clase de tamaño  $j+1$ ;  $IGS_j$  es el índice gonadosomático promedio de la clase de tamaño  $j$ .

Además, la talla de primera madurez sexual se determinó a través del criterio del 50% de

hembras maduras, de acuerdo a lo descrito por Coello & Arriaga (1989) y Hernández & Cordo (1986, *vide* Alarcón & Arancibia, en prensa). Para este efecto, se consideró maduras aquellas hembras cuyas gónadas se encontraron en los estados III, IV y V (Tabla 1). La expresión utilizada es una función de tipo logística, cuya forma es:

$$P_{LT} = \frac{100}{[1 + e^{-(a + b \cdot LT)}]} \quad (5)$$

Tabla 1. Escala empírica de madurez sexual (EMS) para hembras de *S. bentincki* basada en Holden & Raitt (1975) *vide* Oliva *et al.* (1986).

Empirical scale of sexual maturity (EMS) for females of *S. bentincki*, based in Holden & Raitt (1975) *vide* Oliva *et al.* (1986).

EMS	ESTADO	ASPECTO GENERAL
I	Inmaduro	Ovarios cerca de 1/3 de la longitud de la cavidad abdominal; rosáceos, translúcidos, ovocitos invisibles a simple vista.
II	Virgen madurando, en recuperación.	Ovarios que alcanzan casi la mitad de la longitud de la cavidad abdominal. Color rosado y ovocitos invisibles a ojo desnudo.
III	Madurando	Ovarios cubren cerca de 2/3 de la cavidad abdominal. Color rosado a amarillo. Aspecto granular; ovocitos visibles.
IV	Maduro	Ovario turgente, de gran volumen, con zonas translúcidas, 2/3 de la cavidad abdominal; de color anaranjado opaco, al presionar fluyen ovocitos hidratados. Grandes huevos maduros, transparentes. Vasos sanguíneos superficiales visibles.
V	Hidratado	El ovario ocupa toda la cavidad abdominal. Color rosado, casi transparente; vasos sanguíneos superficiales poco visibles; huevos transparentes y su volumen se ha duplicado en relación a los ovocitos maduros.
VI	En regresión	Ovario flácido, distendido, contraído a la mitad de la cavidad abdominal. Paredes delgadas, flojas y lumen grande. Pueden aún contener restos de huevos opacos, maduros, en desintegración, oscurecidos o translúcidos; muy sanguinolentos. Este ovario pasa a II.

donde  $P_{LT}$  es la proporción de hembras sexualmente maduras a la longitud total  $LT$ ;  $a$  y  $b$  son constantes. El ajuste se realizó mediante el paquete computacional FISHPARM (Saila *et al.*, 1988).

Inmediatamente antes del desove, los ovocitos que han completado el proceso vitelogénico comienzan a adquirir fluidos; en consecuencia, aumentan su volumen, considerándose éste el término de su desarrollo. Se supone que todos estos ovocitos hidratados serán liberados en el actual período de desove (Hunter & Goldberg, 1980). La estimación de la fecundidad parcial se basó en la identificación y cuantificación de ovocitos

hidratados (Hunter & Goldberg, 1980; Alheit & Alegre, 1986; Alarcón & Arancibia, en prensa).

Se separó aquellas hembras con ovarios hidratados, las que se corresponden con el estado V de la escala propuesta por Holden & Raitt (1975 *vide* Oliva *et al.*, 1986), adaptada para los propósitos de este trabajo (Tabla 1). Los ovarios fueron conservados en solución de 10% de formalina comercial. Como resultado del proceso de fijación ocurrió un incremento del 8,9% en el peso de los ovarios en relación al peso fresco, por lo que se aplicó esta constante como factor de corrección a los datos de peso del material fijado.

Para el recuento de ovocitos hidratados se tomaron tres submuestras del ovario derecho, una de la parte anterior, otra de la parte media y la última de la región posterior (Alheit & Alegre, 1986), de aproximadamente medio gramo cada una, las que fueron pesadas independientemente, con 1 mg de sensibilidad. El número total de ovocitos hidratados de cada gónada se calculó de acuerdo a la siguiente expresión (Oliva *et al.*, 1986)

$$F = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \left(\frac{H_i}{WS_i}\right) * W_o \quad (6)$$

donde F es la fecundidad parcial (número de ovocitos hidratados por hembra);  $H_i$  es el número de ovocitos de la submuestra  $i$ ;  $WS_i$  es el peso de la submuestra  $i$  (g);  $W_o$  es el peso del ovario (g);  $n$  es el número de las submuestras.

## RESULTADOS

El rango de tamaños de hembras de *S. bentincki* analizadas estuvo comprendido entre 4 y 19 cm de longitud total (promedio: 14 cm; desviación estándar: 2,2 cm). El número de hembras examinadas fue de 1.420 (Tabla 2). En agosto de 1991 predominaron los estados de madurez III y IV; en septiembre y octubre predominó el estado de madurez II.

En la determinación de la talla de madurez sexual se consideró sólo hembras capturadas en la época de máxima actividad ovárica, la que ocurrió en agosto de 1991. El índice gonadosomático promedio (sin considerar hembras hidratadas) fue de 7,93% ( $n = 596$ ; desviación estándar = 5,10; Fig. 2).

Tabla 2. Frecuencia (porcentual y numérica) de hembras de *S. bentincki* por estado de madurez sexual (EMS), entre agosto y octubre de 1991. Para detalles de EMS, ver Tabla 1.

Number and percentage of females of *S. bentincki* by sexual maturity stage (EMS), from August to October, 1991. See Table 1 for details of EMS.

EMS	Agosto (%) (n°)		Septiembre (%) (n°)		Octubre (%) (n°)	
I	0	0	33,0	98	0,6	3
II	19,5	116	47,0	139	71,8	379
III	29,3	175	16,9	50	9,0	48
IV	34,3	204	3,1	9	6,3	33
V	15,1	90	0	0	0,2	1
VI	1,8	11	0	0	12,1	64
Total	100,0	596	100,0	296	100,0	528

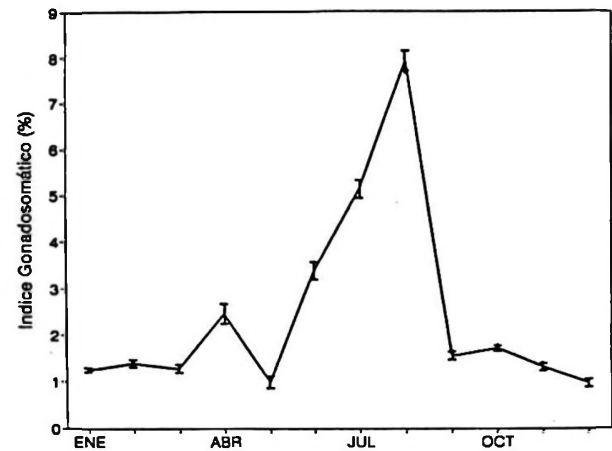


Figura 2. Índice gonadosomático promedio mensual en *S. bentincki*, entre enero y diciembre de 1991. Las barras verticales señalan  $\pm 1$  error estándar.

Mean monthly gonadosomatic index in *S. bentincki*, from January to December, 1991. The vertical bars show  $\pm 1$  standard error.

La talla de primera madurez, determinada por el método del mayor Incremento Relativo del IGS promedio (IR.IGS), corresponde a 10 cm de LT (Tabla 3), con un incremento de 109,8%. Por otro lado, la talla de madurez determinada a través del método de 50% de hembras maduras ( $LT_{50\%}$ ), proporciona un valor de 11 cm de LT (Fig. 3).

Tabla 3. Índice gonadosomático promedio (IGS) por clase de longitud total en hembras de *S. bentincki*, en agosto de 1991.

Mean gonadosomatic index (IGS) by total length classes in females of *S. bentincki*, August 1991.

Longitud Total (cm)	Frecuencia	IGS	Incremento del IGS (%)
8,5	1	0,00	0,0
9,0	0	0,00	0,0
9,5	3	1,35	0,0
10,0	23	2,84	109,8
10,5	50	3,10	9,5
11,0	56	3,90	25,5
11,5	46	4,81	23,5
12,0	40	6,59	36,8
12,5	22	5,26	-20,1
13,0	5	8,33	58,3
13,5	4	7,34	-11,8
14,0	13	8,47	15,3
14,5	35	8,69	2,6
15,0	41	10,18	17,1
15,5	57	8,49	-16,6
16,0	78	9,41	10,9
16,5	51	9,49	0,8
17,0	31	12,06	27,1
17,5	12	10,09	-16,3
18,0	1	7,71	-23,6

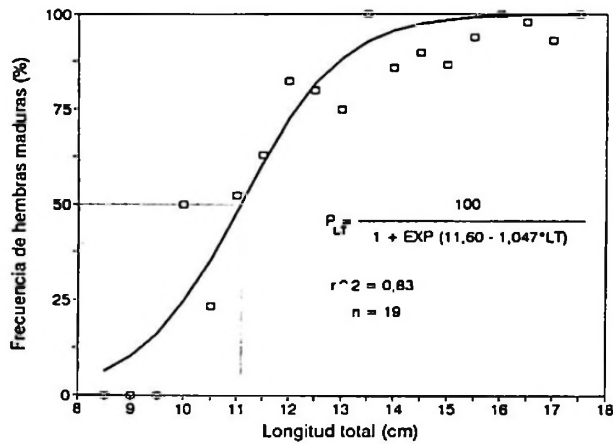


Figura 3. Talla de madurez sexual según el criterio de 50% de hembras maduras en *S. bentincki* del área de Talcahuano (agosto de 1991). Los cuadrados señalan la frecuencia observada y la línea señala el ajuste dado por la Ecuación 5.

Length at sexual maturity according with criterium of 50% of mature females in *S. bentincki* and the line indicates the predicted values according to Equation 5.

En 1991, el desove principal de *S. bentincki* ocurrió en agosto, lo que se refleja en el brusco descenso del IGS en septiembre (Fig. 2); en agosto, el 78,7% de las hembras analizadas se encontraban maduras, alcanzando a 20% en septiembre y 15,5% en octubre como (Tabla 2). En agosto de 1991 se observaron los valores más altos de IGS e Ig (Tabla 4), con promedios de 7,93% y 5,54%, respectivamente, confirmando una alta actividad ovárica. Contrariamente, el factor de condición corregido presenta los valores más bajos del período en estudio ( $Kc = 0,76\%$ ), indicando un alto gasto energético en el proceso reproductivo.

Tabla 4. Promedio mensual del Índice Gonadosomático (IGS), Factor de Condición Corregido (Kc) e Índice Gonádico (Ig), entre agosto y octubre de 1991.

Mean monthly gonadosomatic index (IGS), Condition Factor without ovary (Kc) and Gonadic Index (Ig), from August to October, 1991.

	Agosto	Septiembre	Octubre
IGS (%)	7,93	1,30	1,70
Kc (%)	0,76	0,91	0,89
Ig (g/cm <sup>3</sup> )	5,54	1,20	1,50

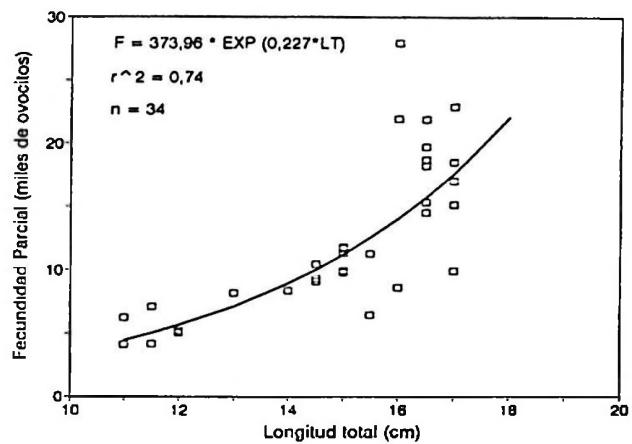


Figura 4. Relación entre la fecundidad parcial y la longitud total de *S. bentincki*; agosto de 1991 ( $p < 0,05$ ).

Batch fecundity / total length relationship in *S. bentincki*, August 1991 ( $p < 0,05$ ).

La fecundidad parcial en hembras hidratadas, cuyas tallas fluctuaron entre 11 y 17 cm de LT, varió de 4.157 a 27.907 ovocitos hidratados por hembra (promedio de  $12.059 \pm 2.089$ ). Tanto la relación entre la fecundidad parcial y la longitud total (Fig. 4), como la relación entre la fecundidad parcial y el peso total de las hembras (Fig. 5), se ajustan mejor a modelos exponenciales.

Durante el período de máximo desove, en agosto de 1991, la frecuencia de hembras con ovocitos hidratados fue de 15,1%. Entonces, siguiendo a Hunter & Goldberg (1980) y Macewicz & Hunter (1993, manuscrito), esto es, con el supuesto de que todos los ovocitos hidratados serán desovados, nosotros postula-

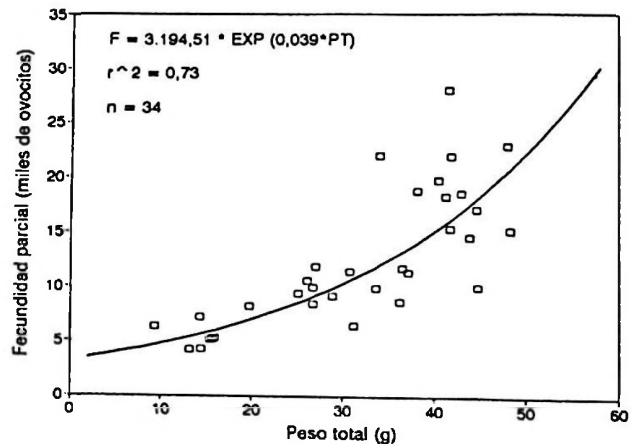


Figura 5. Relación entre la fecundidad parcial y el peso total de *S. bentincki*; agosto de 1991 ( $p < 0,05$ ).

Batch fecundity / total weight relationship in *S. bentincki*, August 1991 ( $p < 0,05$ ).

mos que en agosto de 1991 cada hembra de *S. bentincki* desovó una vez por semana, en promedio, con 4 a 5 tandas en la estación de desove.

## DISCUSION

Según Balbontín & Fischer (1981), un mayor porcentaje en los estados madurando, maduro e hidratado, señalados como III, IV y V, respectivamente (Tabla 1), es un indicador del aumento de la actividad ovárica, con un paulatino desarrollo de los ovocitos, proceso que es previo al evento de desove. Un aumento en la frecuencia de los estados VI (en regresión) y II (virgen o en recuperación) manifiesta el término del período de desove, como efectivamente ocurrió en septiembre y octubre de 1991 en *S. bentincki*.

Los resultados del presente trabajo, respecto de la época de desove de *S. bentincki*, identificada en invierno, concuerdan parcialmente con lo informado por Brandhorst & Rojas (1965 *vide* Serra *et al.*, 1979), Aguayo & Soto (1978), Serra *et al.* (*op. cit.*), Arrizaga (1981) y Mujica & Rojas (1984) (Tabla 5). Probablemente, la extensión del período de desove en cada año depende de las condiciones ambientales, principalmente de la temperatura del hábitat, de cuyos registros no disponemos, así como de la estructura demográfica del stock.

La longitud de primera madurez sexual determinada en el presente estudio, de 10 cm (método del incremento relativo del IGS) u 11 cm (método del 50% de hembras maduras), concuerda con lo comunicado por Arrizaga (1981) y Mujica y Rojas (1984), quie-

Tabla 5. Epocas de desove de *S. bentincki* informadas por varios autores.

Spawning periods of *S. bentincki* reported by several authors.

Autor	Epoca de Desove
Brandhorst & Rojas (1965)	Junio-Septiembre
Aguayo & Soto (1978)	Junio-Septiembre
Serra <i>et al.</i> (1979)	Junio-Septiembre
Arrizaga (1981)	Junio-Septiembre
Mujica & Rojas (1984)	Septiembre-Noviembre
Este estudio	Agosto

nes reportan valores de 11 y 10 cm, respectivamente.

La frecuencia de desove de *S. bentincki* determinada en este trabajo es similar a la informada para la anchoveta del norte (*Engraulis mordax*) por Hunter & Goldberg (1980), e inferior a la señalada por Santander *et al.* (1984), Alheit *et al.* (1984) y Rojas & Oliva (1993) para la anchoveta peruana (*E. ringens*). Coincidentemente, las hembras de estas tres especies desovan cada 6-7 días, en promedio, en la principal estación de desove (Tabla 6). Respecto de la fecundidad parcial de *S. bentincki*, el valor promedio calculado en el presente estudio es inferior a aquellos informados por Santander *et al.* (1984) y Rojas & Oliva (1993) para *E. ringens* de Perú y norte de Chile, respectivamente (Tabla 6).

En relación a la fecundidad relativa, se destaca la similitud entre el valor calculado en el presente estudio para *S. bentincki*, respecto del informado por Hunter & Goldberg (1980) para *E. mordax*. En este mismo sentido, la fecundidad relativa calculada en el presente trabajo es

Tabla 6. Fecundidad parcial promedio (F.P.P.= número de ovocitos por hembra), fecundidad relativa promedio (F.P.R.= número de ovocitos·g<sup>-1</sup>) y frecuencia de desove (F.D.=en porcentaje) de *S. bentincki* y *E. ringens* informadas por varios autores.

Mean batch fecundity (F. P. P. = number of oocytes per female), mean relative fecundity (F. P. R.= number of oocytes · g<sup>-1</sup>) and spawning frequency (in %) for *S. bentincki* and two *Engraulis* species according to several authors.

Autor	Especie	F.P.P.	F.P.R.	F.D.
Hunter & Goldberg (1980)	<i>E. mordax</i>	—	—	16,00
Santander <i>et al.</i> (1984)	<i>E. ringens</i>	15.401	582,4	16,04
Alheit <i>et al.</i> (1984)	<i>E. ringens</i>	—	—	16,04
Rojas & Oliva (1993)	<i>E. ringens</i>	14.911	717,1	16,49
Este estudio	<i>S. bentincki</i>	12.059	378,0	15,10



significativamente inferior a los valores señalados por Santander *et al.* (1984) y Rojas & Oliva (1993) para *E. ringens* de Perú y norte de Chile, respectivamente.

En este trabajo se reconoce que el IGS es un buen indicador para determinar el máximo período reproductivo en *S. bentincki*, como también su estrecha relación con los diferentes

estados de madurez sexual. Además, el IGS ha permitido incluso determinar la talla de madurez sexual y compararla con el método de 50% de hembras maduras. En ambos casos, se ha omitido el uso de análisis microscópicos de los ovarios. Ello parece no ser necesario para los objetivos planteados, lo que reduce costos y tiempo.

## LITERATURA CITADA

- AGUAYO, M. & S. SOTO. 1978. Edad y crecimiento de la sardina común (*Clupea (Strangomera) bentincki*) en Coquimbo y Talcahuano. Serie Investigación Pesquera (IFOP), 28: 1-55.
- ALARCÓN R. & H. ARANCIBLA. (En prensa). Talla de primera madurez sexual y fecundidad parcial en la merluza común, *Merluccius gayi gayi* (Guichenot, 1848). Revista Ciencia y Tecnología del Mar, CONA.
- ALHEIT, J., V.H. ALARCÓN & B.J. MACEWICZ. 1984. Spawning frequency and sex ratio in the Peruvian anchovy, *Engraulis ringens*. Calif. Coop. Oceanic Fish. Invest. Rep. 25: 43-52.
- ALHEIT, J. & B. ALEGRE. 1986. Fecundity of Peruvian anchovy, *Engraulis ringens*. ICES C.M. 1986/H: 60, 12 p.
- ARRIZAGA, A. 1981. Nuevos antecedentes biológicos para la sardina común (*Clupea (Strangomera) bentincki* Norman). Investigación Pesquera (Chile), 31: 59-69.
- BALBONTIN, F. & W. FISCHER. 1981. Ciclo sexual y fecundidad de la merluza *Merluccius gayi*, en la costa de Chile. Revista de Biología Marina, 17(3): 285-334.
- COELLO, S. & L. ARRIAGA. 1989. Aspectos reproductivos de la sardina del sur (*Sardinops sagax*) en aguas ecuatorianas. En: Memorias del Simposio Internacional de los Recursos Vivos y las Pesquerías en el Pacífico Sudeste. Viña del Mar, mayo de 1988. Comisión Permanente del Pacífico Sur (CPPS). Revista de la Comisión Permanente del Pacífico Sur (Número Especial), 1989: 229-233.
- CUBILLOS, L. & H. ARANCIBLA. 1993. Análisis de la pesquería de sardina común (*Strangomera bentincki*) y anchoveta (*Engraulis ringens*) del área de Talcahuano, Chile. Investigaciones Marinas. 21: 3-21.
- HUNTER, J.R. & S. GOLDBERG. 1980. Spawning incidence and batch fecundity in the northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin U.S., 77(3): 641-652.
- MACEWICZ, B.J. & J.R. HUNTER. 1993 (no publicado). Spawning frequency and batch fecundity of jack mackerel, *Trachurus symmetricus*, off California during 1991. Manuscrito dactilografiado, 28 p. + 4 tablas + 4 figs.
- MUJICA, A. & O. ROJAS. 1984. Fecundidad y estructura poblacional de sardina común (*Clupea bentincki* Norman). Investigación Pesquera (Chile), 31: 59-69.
- OLIVA, J., W. CARVAJAL & A. TRESIERRA. 1986. Biología reproductiva e histología de gónadas de peces. Editorial Biocence, Trujillo (Perú), 151 p.
- PADILLA, C., G. HERRERA & J. ZAMBRANO. 1990. Revisión de la primera madurez sexual de la sardina española en relación a talla y edad. Revista de Investigaciones Científicas y Tecnológicas, Serie Ciencias del Mar, UNAP (Iquique), 1: 69-79.
- ROJAS, O. & J. OLIVA. 1993. Evaluación del stock desovante de anchoveta de la zona norte por el Método de Producción de Huevos. Programa evaluación directa de recursos pelágicos de la zona norte. Inst. Fom. Pesq. Chile. 37 p. (Figuras y Tablas).
- SAILA, S.B., C.W. RECKSIEK & M.H. PRAGER. 1988. Basic fishery science programs. A compendium of microcomputer programs and manual of operation. Elsevier, New York, 230 p.
- SANTANDER, H., J. ALHEIT & P.E. SMITH. 1984. Estimación de la biomasa desovante de anchoveta peruana, *Engraulis ringens*, en 1981 por aplicación del "Método de Producción de Huevos". Bol. Inst. Mar Perú, Callao. 8: 209-250.
- SERNAP. 1991. Anuario estadístico de pesca 1990. Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción. Servicio Nacional de Pesca, Chile, 191 p.
- SERNAP. 1992. Anuario estadístico de pesca 1991. Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción. Servicio Nacional de Pesca, Chile, 214 p.
- SERNAP. 1993. Anuario estadístico de pesca 1992. Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción. Servicio Nacional de Pesca, Chile, 190 p.
- SERRA, J., O. ROJAS, M. AGUAYO, F. INOSTROZA & J. CAÑÓN. 1979. Sardina común. En: Estado Actual de las Principales Pesquerías Nacionales. Bases para un Desarrollo Pesquero. Peces I. CORFO-IFOP, 36 p.

