

Research Article

Análisis de los cambios de abundancia de sardina común (*Strangomera bentincki*): estructura año calendario *versus* año biológico

Marcos Arteaga¹ & Luis A. Cubillos²

¹Instituto de Investigación Pesquera, Casilla 350, Talcahuano, Chile

²Laboratorio de Evaluación de Poblaciones Marinas (EPOMAR), Departamento de Oceanografía, Universidad de Concepción, Casilla 160-C, Concepción, Chile

RESUMEN. Se implementa dos modelos de evaluación de stock indirecta para analizar los cambios de abundancia en sardina común. Un modelo utiliza una asignación año calendario (enero-diciembre del año t), y el segundo un año biológico (julio del año t a junio del año siguiente, $t + 1$). El modelo se contrasta con datos de captura en número a la talla, capturas totales en peso, captura por unidad de esfuerzo en el periodo 1990-2002, y biomasa acústica evaluada en enero de 2000 al 2002 en la zona centro-sur de Chile. El modelo de dinámica poblacional aplicado, se diferencia estructuralmente sólo en el tratamiento de los datos para reflejar cambios anuales, tanto bajo el enfoque año calendario como biológico. Los cambios observados en el stock de sardina común, según año calendario o biológico, indican tendencias similares a los que han sido reportadas en evaluaciones previas. Sin embargo, se observan diferencias en los estimados de ambas evaluaciones, donde la estructura año biológico, presenta índices de abundancia de menor magnitud y estrechamente ligados al reclutamiento, esto considerando la real composición en magnitud que posee la clase anual. En contraste, la evaluación año calendario incorpora la presencia de clases anuales remanentes, generando de esta manera un escenario erróneo en la fuerza de la clase anual. Ambos modelos se contrastan con un indicador que utiliza la composición de la verosimilitud, encontrándose a la evaluación año biológico el mejor modelo basado en un mayor ajuste frente a los datos y mayor grado de explicación.

Palabras clave: dinámica poblacional, pelágico pequeño, evaluación de stock, zona centro-sur, Chile.

An analysis of changes in sardine (*Strangomera bentincki*) abundance: calendar *versus* biological year structure

ABSTRACT. Two indirect stock assessment models are implemented in order to analyze changes in the common sardine abundance. One model uses a calendar-year configuration (January–December year t) and the other a biological-year configuration (July year t – June year $t+1$). Each model is contrasted with catch-at-length data, total catch in weight, catch per unit effort from 1990 to 2002, and biomass from acoustic surveys done every January from 2000 to 2002 off central-southern Chile. The two applied population dynamics models (calendar and biological year approaches) differ structurally only in the treatment of the data that reveal the annual changes. The changes observed in the common sardine abundance, per calendar or biological year, indicate similar trends as those reported in earlier studies. Nevertheless, differences were registered in the estimations for both assessments, with the biological year showing lower abundance levels that are closely related to recruitment; this, considers the magnitude of the real composition of the annual class/cohort. On the other hand, the calendar year assessment incorporates the remaining annual classes/cohorts, thereby generating an erroneous estimation of the annual class/cohort abundance. The two models are compared with a likelihood indicator, finding that the assessment using the biological configuration was the best model, with a better fit to the data and greater degrees of explanation.

Keywords: population dynamics, small pelagic, stock assessment, central-southern zone, Chile.

INTRODUCCIÓN

En la zona centro-sur de Chile (33°S-41°30'S), la sardina común *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) constituye uno de los recursos pesqueros pelágicos de importancia tanto para la flota industrial como artesanal de cerco (Cubillos *et al.*, 1998a), siendo Talcahuano y Corral los principales puertos de desembarque. De acuerdo con Serra (1978) y Serra *et al.* (1979), la sardina común es un pez pelágico pequeño que sólo habita en Chile. Se distribuye desde Coquimbo (29°S), por el norte, hasta Puerto Montt (42°S), por el sur (Arrizaga, 1981), y se concentra principalmente en zonas costeras, cuya distribución longitudinal no supera las 30 mn, en la zona nerítica que está asociada a una zona de alta productividad biológica (Arcos *et al.*, 1987; Daneri *et al.*, 2000).

Las especies pelágicas pequeñas se caracterizan por presentar importantes fluctuaciones en su abundancia (Bakun, 1989). Es así como la sardina común ha mostrado importantes fluctuaciones asociadas al efecto de cambios ambientales y del esfuerzo de pesca (Yáñez *et al.*, 1990; Cubillos, 1999). Esta especie presenta un corto ciclo de vida, rápido crecimiento corporal, alta tasa de mortalidad natural y marcada época de desove (Aguayo & Soto, 1978; Serra, 1983; Cubillos & Arancibia, 1993a; Arancibia *et al.*, 1994; Cubillos *et al.*, 2001). Estas características determinan una población fluctuante con un componente marcadamente estacional que depende del pulso anual de reclutamiento que ocurre en la época estival (Cubillos *et al.*, 2002), y que determina una fuerte estacionalidad en el desembarque con máximos entre enero y marzo (Cubillos & Arancibia, 1993b; Cubillos *et al.*, 1998a; Cubillos, 1999).

El componente estacional de fluctuación que presenta esta especie podría afectar la evaluación de stock en el sentido de considerar ya sea un modelo estructurado sobre una base anual (calendario, de enero a diciembre) *versus* un modelo estructurado que considere una base biológica (de julio de un año dado a junio del siguiente año). En efecto, la principal época de desove de *S. bentincki* comienza en julio, mes que puede ser considerado como del nacimiento. Cuatro meses después, en noviembre, ocurre el reclutamiento con una talla alrededor de 6 cm de longitud, cerrándose el ciclo anual de vida al término de junio del año siguiente cuando *S. bentincki* alcanza los 11 cm de longitud y está en condiciones de reproducirse (Cubillos, 1999). Un modelo estructurado por edad que utilice el primero de enero como fecha de cumpleaños podría ser poco satisfactorio para el caso de la sardina común, ya que no interpretaría fielmente la dinámica del grupo de edad 0. Más aún, si se considera que el grupo de

edad 0 recluta en noviembre, el estimado anual de su abundancia, estaría referido al primero de enero de un año calendario, originado por el tamaño del stock desovante que sobrevive al primero de julio del mismo año. De esta manera, la estructura demográfica de las capturas estaría mejor sustentada por la abundancia del grupo de edad 1 (Cubillos *et al.*, 1998b). Aunque estos aspectos pueden ser triviales, en términos de una adecuada interpretación de la dinámica poblacional podrían tener un impacto notable en la evaluación de stock con métodos estructurados por edad o talla.

En este estudio, se analiza los cambios de abundancia de sardina común sobre la base de un modelo de dinámica poblacional talla-estructurado, cuyos parámetros son estimados mediante observaciones de captura a la talla. El modelo de evaluación posee tres componentes: a) un modelo de dinámica de la abundancia, donde opera la mortalidad natural y por pesca en forma simultánea; b) modelos de las observaciones, que permiten contrastar las estimaciones provenientes del modelo de dinámica con las observaciones a través de funciones de log-verosimilitud; y c) un proceso de estimación, que corresponde a los algoritmos de optimización de la búsqueda de parámetros desconocidos del modelo minimizando una función objetivo que involucra funciones de log-verosimilitud negativa. El modelo asume la hipótesis de separación de la mortalidad por pesca (Fournier & Archibald, 1982; Pope & Shepherd, 1982; Deriso *et al.*, 1985). Esta hipótesis indica que la tasa de mortalidad por pesca por edad y año es separada en un componente asociado al efecto de la edad y otro a los años.

El objetivo del presente trabajo es evaluar y analizar posibles diferencias en la evaluación de stock de sardina común, considerando una estructuración de los datos sobre la base de un año calendario *versus* un año móvil, y determinar adecuadamente la importancia del tratamiento de los datos e información de entrada en las evaluaciones de stock de sardina común, es decir, considerar los aspectos biológico-pesqueros propios de la especie en las evaluaciones.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizó información de la base de datos del sistema de información para sardina común que posee el Instituto de Investigación Pesquera (IIP), y que consiste en datos de frecuencia de longitud expandidos a las capturas de sardina común en el área de estudio. Los datos de frecuencia de longitud provienen de muestreos rutinarios realizados en los principales sitios de desembarque, e incluye muestras de la flota artesanal como industrial que opera sobre el recurso. El tamaño corporal de la sardina común fue medido como la

longitud total (LT) en clases de tamaño de 0,5 cm y ordenados según el límite inferior de cada clase de talla. Se utilizó también, datos de captura y esfuerzo de pesca provenientes de la estadística que lleva el IIP, y que han sido estandarizados de acuerdo con Cubillos *et al.* (1998) y Gatica *et al.* (2007). Los datos cubren el periodo comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 2002.

Se utilizó además los desembarques oficiales que ha publicado el Servicio Nacional de Pesca (1990-2002) y las evaluaciones acústicas de biomasa total (Tabla 1). En el caso del sistema de evaluación en año calendario, la biomasa acústica se asigna a comienzos de año (1° de enero), mientras que la estructuración

año biológico la biomasa acústica se asigna a mitad de cada estación de pesca. En ambos casos, la evaluación de diciembre de 1999 se asignó al 1° de enero de 2000 (Tabla 1).

Crecimiento en longitud y clave edad-talla

Para determinar la probabilidad de observar un ejemplar de tamaño L_l , en la clase de longitud l sabiendo que es del grupo de edad a , se construyó una clave edad-talla considerando que la longitud promedio a la edad sigue el modelo de von Bertalanffy con oscilación estacional en la tasa de crecimiento descrito por Somers (1988), y cuyos parámetros han sido determinados por Cubillos *et al.* (2001), *i.e.*

$$L_a = L_\infty \left[1 - \exp \left\{ -k(a - t_0) - \frac{Ck}{2\pi} \left[\text{sen}(2\pi(a - t_s)) - \text{sen}(2\pi(t_0 - t_s)) \right] \right\} \right] \quad (1)$$

donde L_a es la longitud del pez a la edad a , L_∞ es la longitud asintótica (= 18,1 cm LT), k es el coeficiente de crecimiento (= 0,741 año⁻¹), t_0 es la edad cuando hipotéticamente la edad es igual a cero (= -0,330 años) y C es una constante sin dimensiones que expresa la amplitud de la oscilación del crecimiento (= 0,998), y t_s es un parámetro que da cuenta de la fase del crecimiento estacional y que puede ser reemplazado por un punto de invierno, WP = 0,363 (Cubillos *et al.*, 2001).

La desviación estándar a la edad se determinó según le dependencia existente entre el coeficiente de variación de la longitud a la edad comunicada por Cubillos *et al.* (2001), asumiendo que la longitud a la edad posee cierta variabilidad asociada a las cohortes (Roa & Ernst, 1996). Luego, el coeficiente de variación obtenido a cada edad (Tabla 2) se multiplicó por la longitud media para obtener la desviación estándar a la edad, *i.e.*

$$\sigma_a = CV_a \mu_a \quad (2)$$

Una vez identificada la longitud media μ_a y desviación estándar σ_a , se calculó la distribución de probabilidad que tiene la longitud de un pez de edad a . La probabilidad se modeló utilizando una función de densidad de probabilidad normal, que usualmente se utiliza en el análisis de frecuencias de longitud en peces (Quinn & Deriso, 1999), *i.e.*

$$\varphi_{a,l} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_a^2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} (L_l - \mu_a)^2 \right] \quad (3)$$

donde L_l es la marca de clase del intervalo de longitud l y μ_a es la longitud media a la edad a . La matriz edad-talla probabilística consideró los grupos de edad 0, 1, 2 y 3, y representa la probabilidad que un pez de edad a sea de la clase de longitud l (Fig. 1), permitiendo además la transformación de datos estructurados por edad a longitud y viceversa, por ejemplo: $C_{t,l} = \sum_a \varphi_{a,l} C_{t,a}$, donde $C_{t,l}$ es la captura en número en el año t en la clase de longitud l , $\varphi_{a,l}$ es la clave edad-talla, y $C_{t,a}$ es la captura en número en el año t del grupo de edad a .

Modelo de evaluación

Se utilizó un modelo de evaluación estadístico que considera la hipótesis de separación de la mortalidad por pesca (Deriso *et al.*, 1985), el cual enuncia que la tasa de mortalidad por pesca por edad y años puede ser separada en un factor edad específico v_a y en otro asociado a los años F_t de la siguiente forma:

$$F_{t,a} = v_a F_t \quad (4)$$

donde el factor de explotación edad específico v_a se modeló según la siguiente función logística:

$$v_a = \left[1 + \exp(-\ln(19) (a - a_{50}) / (a_{95} - a_{50})) \right]^{-1} \quad (5)$$

Tabla 1. Evaluación acústica de la biomasa de sardina común en la zona centro-sur de Chile (1999-2002). Los valores se refieren a la estimación mediante geoestadística, indicándose el coeficiente de variación (CV).

Table 1. Acoustic survey of the common sardine biomass off central-southern Chile (1999-2002). The values refer to the geostatistical estimations and coefficients of variation (CV).

Año	Fecha	Latitud (S)	Biomasa (ton)	CV	Fuente
1999	2-21 Dic.	34°-40 °15'	227.397	0,180	Castillo <i>et al.</i> (2000)
2001	3-23 Enero	34°-40°	601.373	0,137	Castillo <i>et al.</i> (2001)
2002	7-26 Enero	34°-40°	884.269	0,136	Castillo <i>et al.</i> (2002)

La tasa de mortalidad total $Z_{t,a}$ está compuesta por la mortalidad natural M y la mortalidad por pesca, i.e.

$$Z_{t,a} = M + F_{t,a} \tag{6}$$

donde la tasa de mortalidad natural (M) se consideró constante, adoptándose $M = 1 \text{ año}^{-1}$ (Cubillos *et al.*, 1998b, 2000). La sobrevivencia de la abundancia por grupos de edad y años se modelo según la siguiente expresión:

$$N_{t,a} = \begin{cases} N_{t,0} & a = 0 \\ N_{t-1,a-1} \exp(-Z_{t-1,a-1}) & a = 1,2 \\ N_{t-1,m-1} \exp(-Z_{t-1,m-1}) + N_{t,m} \exp(-Z_{t,m}) & m = 3 \end{cases} \tag{7}$$

donde $N_{t,a}$ representa el tamaño poblacional a comienzos del periodo de tiempo t (año) y edad a . La captura estimada es determinada mediante la ecuación de captura de Baranov, i.e.

$$C_{t,a} = F_{t,a} N_{t,a} (1 - \exp(-Z_{t,a})) / Z_{t,a} \tag{8}$$

donde $C_{t,a}$ representa la captura de individuos en número en el año t de edad a .

Estimación de parámetros

Los parámetros desconocidos del modelo fueron estimados utilizando una función objetivo que representa la suma de funciones de log-verosimilitud para cada pieza de información considerada como datos u observaciones, y definidas según la distribución del error de los datos observados. Siguiendo a Fournier & Archibald (1982), se asume que los datos de captura a la talla siguen una función de densidad de probabilidad multinomial. Por lo tanto, la función de log-verosimilitud se expresa según:

$$\ell_1 = -n_t \sum_l \sum_l P_{t,l}^{obs} \ln(P_{t,l}) \tag{9}$$

donde $P_{t,l}^{Obs}$ es la proporción en número de los ejemplares de la clase de tallas l en el año t , mientras que n_t es el número total de individuos muestreados en el año t . En sentido estricto, el número total de individuos muestreados se reemplazó por un número fijo ($n = 200$). En efecto, Fournier & Archibald (1982) y Methot (1986) sugieren un límite máximo ($n = 400$) debido a que en la práctica el tamaño de muestra para determinar la estructura de tallas puede ser mucho mayor. La estimación de la proporción en número se estimó según las capturas en número, i.e.

$$P_{t,a} = C_{t,a} / C_t, \text{ donde } C_t = \sum_a C_{t,a} .$$

En el caso de los datos de capturas anuales en peso, se asume que siguen una función de densidad de probabilidad log-normal, cuya función de log-verosimilitud negativa se expresa por:

$$\ell_2 = \frac{1}{2(\sigma_Y)^2} \sum_t \left(\ln(Y_t^{obs}) - \ln(Y_t) \right)^2 \tag{10}$$

donde Y_t^{obs} es la captura observada, Y_t la captura estimada para el año t , σ_Y representa el coeficiente de variación de los datos originales y se consideró

determinado *a priori* ($\sigma_Y = 0,1$) como un supuesto no informativo de la contribución de los datos de captura en peso a la función de log-verosimilitud.

En términos de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE), se asume una relación directa entre la CPUE y la biomasa explotable a mitad del año a través de un coeficiente de capturabilidad q asumido constante durante el proceso de estimación, *i.e.*

$$\ell_3 = \frac{1}{2(\sigma_{CPUE})^2} \sum_t \left(\ln(CPUE_t^{obs}) - \ln(CPUE_t) \right)^2 \quad (12)$$

donde σ_{CPUE} fue fijado en 0,2 como un supuesto *a priori* no informativo para esta pieza de información.

Los datos de biomasa hidroacústica total (B_t^h), se relacionan con la biomasa estimada por el modelo (\hat{B}_t), según una distribución log-normal y cuya función de log-verosimilitud se expresa por:

$$\ell_4 = \frac{1}{2(\sigma_h)^2} \sum_t \left(\ln(B_t^h) - \ln(\hat{B}_t) \right)^2 \quad (13)$$

donde $\sigma_h = 0,1$, representa el coeficiente de variación de la biomasa acústica en la escala original, como un supuesto *a priori* no informativo de esta pieza de información. En el caso del modelo “año calendario”, la biomasa acústica se relaciona con la biomasa total a comienzos de año (1° de enero) según la siguiente estimación:

$$\hat{B}_t = \psi \sum_a w_a N_{t,a} \quad (14)$$

En el caso del modelo estructurado como año biológico (julio del año t a junio del año $t+1$), la biomasa acústica se relaciona con la biomasa total a mitad del año biológico (enero), *i.e.*

$$\hat{B}_t = \psi \sum_a w_a N_{t,a} \exp(-Z_{t,a} / 2) \quad (15)$$

En ambas expresiones, ψ representa un coeficiente de detección acústica (análogo al coeficiente de capturabilidad), y w_a es el peso promedio a la edad.

La abundancia inicial de las clases anuales a la edad 0 en todos los años (reclutamiento) fueron estimadas según la expresión:

$$N_{t,0} = \bar{R} \exp(\eta_t) \quad (16)$$

$$CPUE = q \sum_a v_a w_a N_{t,a} \exp(-Z_{t,a}/2) \quad (11)$$

Las estimaciones de CPUE se relacionan con la CPUE observada asumiendo una distribución log-normal, cuya función de log-verosimilitud negativa queda expresada por:

donde \bar{R} es el reclutamiento promedio y η_t es la desviación anual en escala logarítmica. Por lo tanto, se asume que $\eta_t \in N[0, \sigma_R^2]$, donde σ_R es el coeficiente de variación del reclutamiento. En el caso de la abundancia inicial de las clases anuales en el primer año, se utilizó:

$$N_{t,a} = \bar{R} \exp(\eta_{t-a+1}) \prod_a \exp(-M) \quad (17)$$

Se empleó la siguiente función de log-verosimilitud negativa para a las desviaciones anuales del reclutamiento:

$$\ell_5 = \frac{1}{2\sigma_R^2} \sum_t (\eta_t)^2 \quad (18)$$

En el caso de la mortalidad por pesca anual, se utilizó

$$F_t = \bar{F} \exp(\eta_t^F) \quad (19)$$

donde η_t^F representa las desviaciones anuales de mortalidad por pesca, y por consiguiente la siguiente función de log-verosimilitud se agregó al proceso de estimación: $\sum (\eta_t^F)^2$. Finalmente, el coeficiente de variación de la longitud a la edad fue estimado en el modelo, agregándose la siguiente función de log-verosimilitud basada en una distribución normal:

$$\ell_6 = \frac{1}{2(\sigma_{CV})^2} \sum (CV^{obs} - CV)^2 \quad (20)$$

donde σ_{CV} fue fijado en 0,22 como valor de compromiso.

La función objetivo a ser minimizada corresponde a la suma de funciones de log-verosimilitud previamente establecidas. En el proceso de estimación de ambos modelos se utilizó el algoritmo de estimación AD Model Builder© de la Otter Research Ltd (ot-

ter@island.net). AD Model Builder© permite una estimación eficiente, estable y rápida, otorgando gran flexibilidad para modificar el modelo y analizar variantes.

Para establecer cual modelo fue más verosímil y parsimonioso, se consideró el Criterio de Información Akaike (AIC) (Akaike, 1973), que utiliza los componentes de verosimilitud de la función objetivo en la estructuración año calendario y biológico resolviendo las discrepancias que existen entre las distribuciones que generan los datos y los que aproxima el propio modelo (Buckland *et al.*, 1997). El criterio de selección AIC tiene la siguiente forma:

$$AIC = -2 \log(L) + 2p \quad (21)$$

donde L representa la función de verosimilitud, determinada mediante la estimación de parámetros desarrollada por el modelo y $2p$ es una penalización en función del número de parámetros (p es igual al número de parámetros).

RESULTADOS

Las diferencias en la estructuración “año biológico” respecto de la estructuración “año calendario” dependen fuertemente de la dinámica del crecimiento, denotada en la longitud de los distintos grupos de edad presentes en cada configuración. En este sentido, la probabilidad que tiene un ejemplar de edad a que pertenezca a la clase de longitud l , quedó graficada bajo una estructuración año calendario (Fig. 1a) como biológico (Fig. 1b), observándose en esta última, que la curva normal del grupo de edad 0 está menos superpuesta con otras clases anuales, como es el caso en la estructuración calendario. Además, la longitud promedio a la edad bajo una estructuración año biológico indicó longitudes de mayor tamaño a la edad (Fig. 2), incidiendo en algunos cambios en el peso promedio, como en la ojiva de madurez sexual (Tabla 2).

En general, ambas evaluaciones reflejaron de manera similar las tendencias existiendo sólo diferencias en algunos estimados. En este contexto, la evaluación año móvil mostró un buen ajuste de las capturas (Fig. 3), las cuales fluctúan entre 700 mil y 120 mil ton en la serie, encontrándose leves desajustes durante los períodos 1990/1991-1991/1992, 1998/1999 y 2000/2001. La Figura 4 mostró las capturas predichas de la evaluación año calendario observándose un buen ajuste. No obstante, los mayores desajustes se presentaron

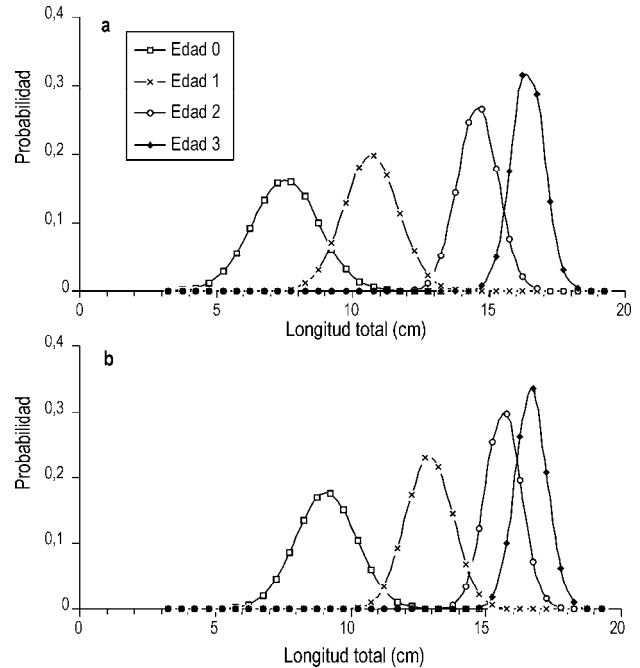


Figura 1. Distribución de probabilidad en grupos de edad para sardina común año calendario (a) y biológico (b).

Figure 1. Probability distribution in age classes for common sardine; calendar year structure (a) and “biological year” structure (b).

durante 1996, 1997, 1999 y 2000. Por otra parte, la CPUE estimada bajo ambas estructuraciones presentó un buen ajuste, donde se verifica que el modelo fue capaz de reproducir la tendencia de este índice de abundancia bajo la estructuración móvil (Fig. 5). Mientras que en la estimación año calendario (Fig. 6), especialmente desde 1999, se observan discrepancias en el ajuste respecto a la información observada.

El modelo presentó un buen ajuste frente a la estructura de tamaños observada, donde las mayores diferencias entre los valores observados y esperados para año biológico (Fig. 7), se encontraron en los períodos 1997/1998 y 1998/1999, períodos en que se presentan dos fuertes modas (14 y 11 cm), las cuales no fueron totalmente representadas por el modelo. La estructura de tamaños para años calendario (Fig. 8), reflejó del mismo modo un buen acoplamiento a los datos observados de la pesquería, encontrándose los mayores desajustes en 1997, 1999 y 2002 donde no fue posible representar la moda de 13 cm en 1997, 11 cm en 1999 y 8 cm en 2002, observándose además que tanto para la serie de años calendario y móvil, la estructura de tamaños estuvo sostenida esencialmente sobre la fracción juvenil centrada entre 6 y 9 cm, a excepción de los años 1997 y 1998 donde existió un importante componente de ejemplares de 14 cm.

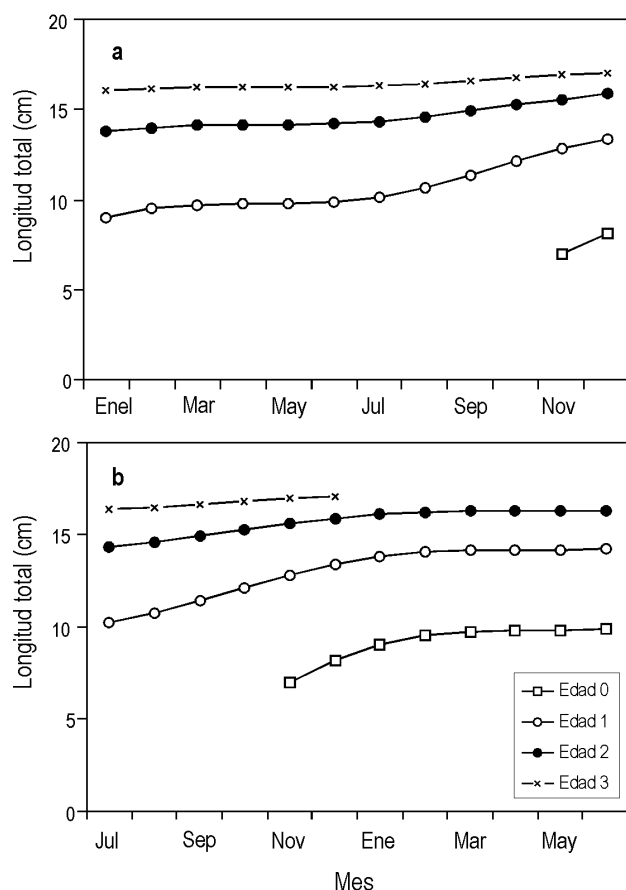


Figura 2. Longitud por grupo de edad bajo estructura año calendario (a) y biológico (b) en sardina común.

Figure 2. Length by age class in common sardine; calendar year structure (a) and “biological year” structure (b).

Biomasa y reclutamiento

En las Figuras 9 y 10, se presentó la biomasa total para la estructuración año móvil y calendario respectivamente. Esta última, mostró una fuerte variabilidad interanual con valores que se encuentran entre 0,8 y 1,8 millones de ton, máximo que ocurrió en el año 1996. La evaluación año móvil presentó de manera más moderada los cambios en la biomasa en el período de estudio observándose fuertes incrementos de biomasa en el año 1996/1997 y 2001/2002 con 1,2 y 1,3 millones de ton, respectivamente. Se observaron fuertes bajas en los años 1994/1995 y 1997/1998 con magnitudes de biomasa que oscilaron alrededor de 500 mil ton. La biomasa estimada en ambas estructuraciones presentó una fuerte variabilidad en la serie de estudio, coincidentemente se observó el incremento en 1996 y la caída desde 1997 para posteriormente generar hasta el 2002 un escenario de biomasa ascendente. Por su parte, la biomasa desovante mostró menores

magnitudes y generó una marcada alternancia con el reclutamiento en ambas estructuraciones.

El reclutamiento en peso mostró una tendencia similar a la biomasa, esto considerando que puede aportar hasta 70% u 80% a la composición de la biomasa total, ya que las capturas se sostienen básicamente de ejemplares reclutas. Sin embargo, se observó que el reclutamiento estimado bajo un esquema de año móvil (Fig. 9), representó o sigue casi perfectamente la tendencia de la biomasa total con bajas importantes en los años 1994/1995 y 1997/1998 traducido en una de las biomazas más bajas del stock de sardina común en la serie. Por otro lado, la evaluación año calendario no presentó una adecuada representación del reclutamiento frente a la biomasa (Fig. 10), donde para los años 1994 y 1997 se presentaron los reclutamientos más bajos no evidenciando necesariamente caídas en la biomasa para estos períodos.

Patrón de explotación y mortalidad por pesca

El patrón de explotación utilizado en el modelo es constante entre años, observándose que el valor asintótico se alcanza en el grupo de edad 2 para ambas estructuraciones (Fig. 11). Pese a esta similitud, se observó que el patrón de explotación o selectividad es menor para la evaluación año calendario en los grupos de edad 0 y 1. Por otra parte, la tasa de mortalidad por pesca presentó una fuerte caída desde comienzos de la década de los años 90 para llegar a tasas alrededor de los 0,8 y 1 año⁻¹ entre 1995 y 1998. Sin embargo, desde 1999 se determinó un gran incremento en la tasa de mortalidad por pesca, alcanzando valores de 3,4 y 5,0 año⁻¹ en la estructura año calendario y biológico respectivamente. En síntesis, se apreció que la tasa de explotación presentó diferencias bajo diferentes estructuraciones, verificándose para el año calendario una variación interanual más moderada que en años cronológicos (Fig. 12).

Selección del modelo

El AIC, aplicado a los modelos de evaluación con información configurada para años calendario y biológico, evidenció que el mejor modelo es aquel basado en una estructuración cronológica, ya que presentó el menor valor de AIC (Tabla 3). Esto significa que el modelo año biológico presentó un mayor grado de ajuste frente a los datos y mayor poder de explicación. No obstante, se debe consignar que esta estructuración es básicamente similar al modelo año calendario, con un patrón de explotación constante entre años, tasa de mortalidad natural igual a 1 año⁻¹, CPUE y biomasa acústica. Sin embargo, la diferencia se presenta en la

Tabla 2. Clave talla-edad para sardina común con cuatro grupos de edad. Longitud total promedio (LT), desviación estándar (DS), coeficiente de variación (CV), madurez y peso promedio (W). Estructura año calendario (a) y biológico (b).

Table 2. Size-age key for common sardine considering four age classes. Total average length (LT), standard deviation (DS), coefficient of variation (CV), maturity and average weight (W); calendar year (a) and a “biological year” (b).

a) Año calendario					
Grupo edad	LT (cm)	DS (cm)	CV	Madurez	W (g)
0	7,5	1,23	0,16	0,01	3,9
1	10,7	1,01	0,09	0,83	11,0
2	14,6	0,73	0,05	1,00	27,9
3	16,4	0,60	0,04	1,00	39,9
b) Año biológico					
0	9,1	1,12	0,12	0,16	6,8
1	12,9	0,85	0,07	1,00	19,4
2	15,6	0,66	0,04	1,00	34,4
3	16,7	0,59	0,04	1,00	41,7

configuración de la información, la cual para año biológico se estructura de acuerdo al cierre del ciclo de vida que perdura aproximadamente 1 año en sardina común, es decir, desde junio de un año t hasta julio del año $t + 1$, tras lo cual se generó información diferenciada para ambas configuraciones (Tabla 2).

DISCUSIÓN

El modelo de evaluación aplicado sobre el stock de sardina común en la zona centro-sur, resultó ser altamente flexible, ya que permitió utilizar la información en diferentes escenarios estructurales y la estimación de parámetros basada en fundamentos estadísticos (Deriso *et al.*, 1985). Condición que posibilita estimarlos libremente, y permite además intervenir en el proceso mediante la incorporación de factores de ponderación relacionados con términos de varianza de cada elemento informativo en la función de verosimilitud, y cuyo criterio de aplicación depende del grado de conocimiento de cada una de estas piezas o partes de información (Gatica & Cubillos, 2004).

Al considerar que ambos modelos son talla-estructurados y configurados con versiones diferentes en la conformación de dicha información, los resultados indican que existen diferencias para ambos casos. En primer lugar y relativo a los ajustes, la evaluación año biológico reprodujo bastante bien la información de composición de tamaños, capturas y rendimientos (CPUE), en desmedro del bajo ajuste presentado por la evaluación año calendario respecto a los rendimientos. Bajo esta perspectiva, se reconoce que la CPUE

puede ser un importante indicador de la abundancia relativa pero consta de ciertos supuestos que podrían no cumplirse en plenitud en la pesquería de sardina común (Quinn & Deriso, 1999; Harley *et al.*, 2001; Gatica & Hernández, 2003). Más aún, si se considera que la fracción explotable de este recurso se sustenta en individuos del grupo de edad 0, sería recomendable determinar el comportamiento de la abundancia relativa concerniente a esta fracción del stock (Santojanni, 2003).

Si bien, la evaluación de stock aplicada sobre este recurso se apoya fuertemente en la información de capturas, la cual evidentemente se sustenta en individuos reclutas, el modelo de evaluación año calendario no reprodujo correctamente el acople que existe entre el reclutamiento y la biomasa total en esta especie, donde se ha determinado que los individuos reclutas (grupo de edad 0) fácilmente pueden conformar hasta el 80% de la biomasa total (Barría *et al.*, 2003). Gatica *et al.* (2007) comunican que la evaluación edad-estructura año calendario para sardina común en Chile centro-sur, está representada fundamentalmente por individuos reclutas pertenecientes al grupo de edad 0 y no se apreció en sus estimaciones un fuerte componente de biomasa recluta en la serie total. Por el contrario, la evaluación año biológico en este estudio permitió evidenciar una notable estrechez entre la biomasa recluta y la biomasa total en la serie analizada, producto del distinto tratamiento en la información de entrada que llevó a generar un mayor ajuste frente a las observaciones de la pesquería.

En particular, se pudo verificar que el patrón de explotación en la evaluación año biológico presentó

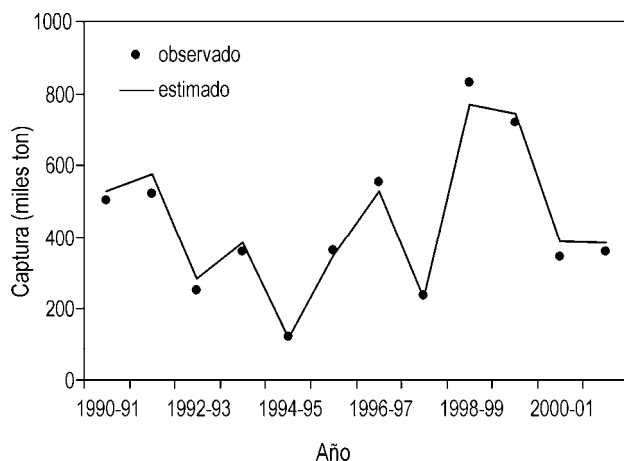


Figura 3. Capturas totales observadas y esperadas, año biológico entre 1990/1991 y 2001/2002 en la zona centro-sur de Chile.

Figure 3. Total observed and estimated catches off central-southern Chile; “biological year” structure between 1990/1991 and 2001/2002.

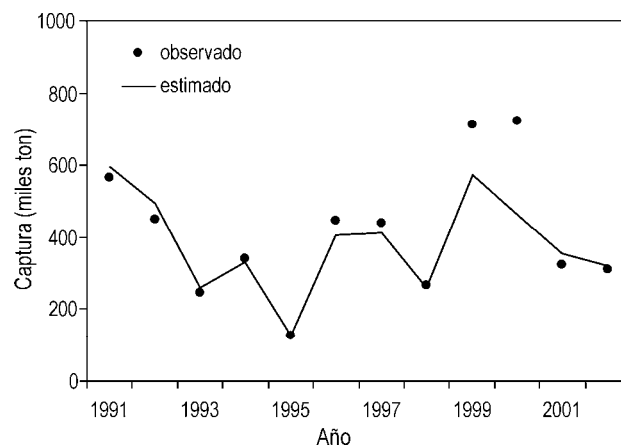


Figura 4. Capturas totales observadas y esperadas, año calendario entre 1991 y 2002 en la zona centro-sur de Chile.

Figure 4. Total observed and estimated catches off central-southern Chile; calendar year structure between 1990/1991 and 2001/2002.

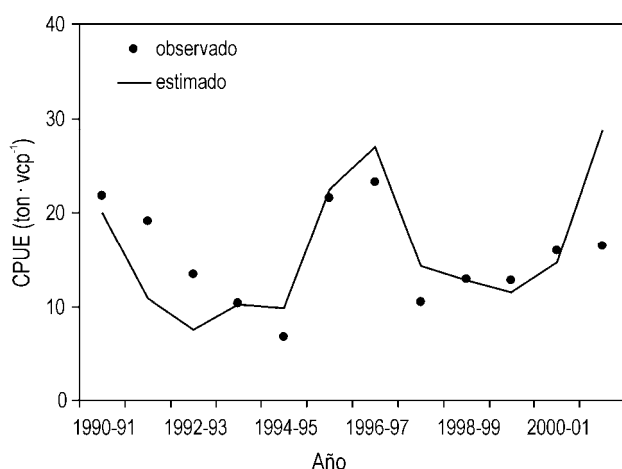


Figura 5. CPUE, observada y esperada, año biológico entre 1990/1991 y 2001/2002.

Figure 5. Observed and estimated CPUE; “biological year” structure between 1990/1991 and 2001/2002.

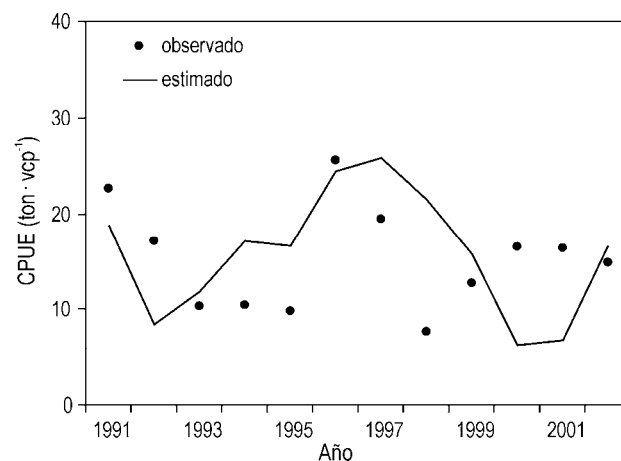


Figura 6. CPUE observada y esperada, año calendario entre 1991 y 2002.

Figure 6. Observed and estimated CPUE; calendar year structure between 1990/1991 and 2001/2002.

un mayor valor para el grupo de edad 0, respuesta del mayor grado de ajuste en la optimización, al igual que la abundancia inicial de las clases anuales o propiamente tal el reclutamiento. No obstante lo anterior, esta similares tendencias entre el reclutamiento y biomasa total en peso no se apreciaron durante el año móvil 1997/98 (Fig. 9), debido a que la composición de tamaños estuvo sustentada preferentemente en ejemplares de 13 y 14 cm, situación que puede ser

atribuida a la presencia del evento “El Niño” 1997-1998, el cual pudo haber afectado el reclutamiento de sardina común por efecto del cambio en el espectro trófico repercutiendo negativamente en la supervivencia de los estados de vida pre-reclutas y a la perturbación de los procesos de concentración-retención durante el período de máxima actividad reproductiva (julio-agosto) (Cubillos & Arcos, 2002; Arcos *et al.*, 2004), esto último guarda relación con la configura-

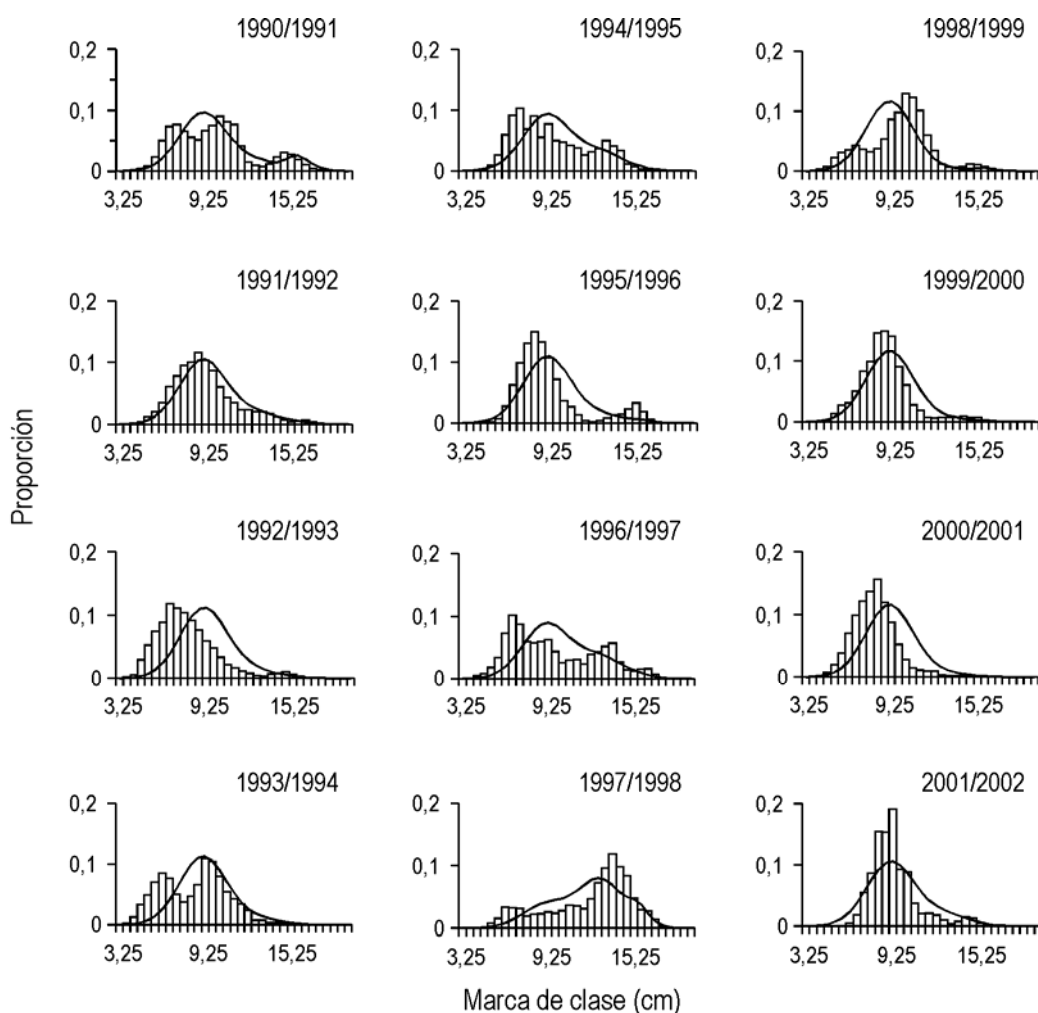


Figura 7. Composición de tallas en las pesquería de sardina común, zona centro-sur de Chile. Observada (barras) y estimada (líneas). Año biológico.

Figure 7. Size structure in the common sardine fishery off central-southern Chile; observed (bars) and estimated (lines); “biological year” structure.

ción de la información, donde el estimado anual cronológico contempla el reclutamiento y biomásas desde julio t hasta junio $t + 1$, lo cual se ve reflejado tanto en la estructura de tamaños con una fuerte presencia de individuos adultos (Fig. 7) y una notable baja en el reclutamiento (Fig. 9). Ambas situaciones quedan mejor representadas en la evaluación año biológico, por lo tanto se infiere que este modelo cuantifica adecuadamente frente a este tipo de sensibilidades del stock.

La intensidad de pesca aplicada al stock de sardina común es bastante alta según lo manifestado por el modelo de evaluación (Fig. 12), donde las tasas de explotación sobrepasan el nivel de explotación de

referencia F 40%, el cual está asociado al 40% de la biomasa que sobrevive hasta julio-agosto basado en una situación sin explotación. La evaluación año calendario se acercó a esta tasa de explotación recomendada, debido principalmente al bajo valor utilizado en el patrón de selectividad. Sin embargo, ambas estructuraciones (calendario y biológico), están por sobre esta tasa de explotación sugerida, dando cuenta de la intensa explotación que se ejerció sobre el stock de *Strangomera bentincki* durante la década de los años 90.

Al considerar que los procesos biológicos y pesqueros deben quedar satisfactoriamente incorporados en los modelos de evaluación, se hace notar las limi-

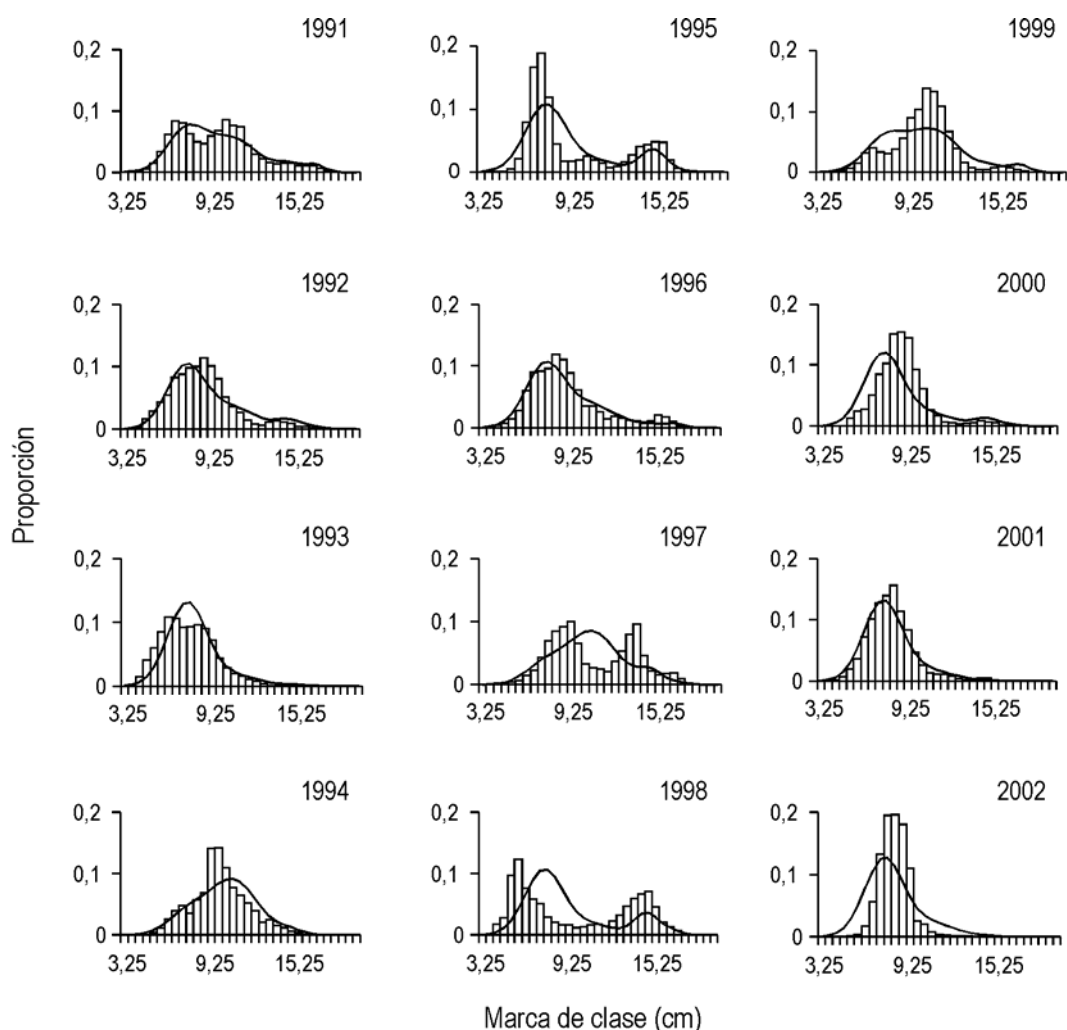


Figura 8. Composición de tallas en la pesquería de sardina común, zona centro-sur de Chile. Observada (barras) y estimada (líneas). Año calendario.

Figure 8. Size structure in the common sardine fishery off central-southern Chile; observed (bars) and estimated (lines); calendar year structure.

taciones y desventajas en métodos de evaluación estándar que han sido aplicados para evaluar los cambios de abundancia de sardina común. Sin embargo, se han realizado adaptaciones a estos métodos estereotipados de evaluación (Barría *et al.*, 1997; Barría *et al.*, 1998; Cubillos *et al.*, 1998b; Cubillos, 2002), para incorporar metodologías acorde a las características pesqueras y biológicas del recurso. La fuerte estacionalidad en la pesquería de sardina común se debe principalmente al reclutamiento, el cual es modulado por la estrategia reproductiva de la especie y determina la dinámica de la población. Entre julio y agosto ocurre la actividad reproductiva, mientras que la mayor producción y rendimientos se producen a fines de

la primavera. No obstante, el conocimiento de estos eventos no entrega una aproximación de la situación del recurso en explotación, por esto es necesario evaluar el recurso anualmente con metodologías que incorporen la dinámica del reclutamiento en las evaluaciones.

Las evaluaciones indirectas realizadas sobre sardina común, se han estructurado basándose en años biológicos (Barría *et al.*, 2003) y calendarios (Cubillos & Arancibia, 1993b; Barría *et al.*, 1997; Cubillos, 1999; Cubillos *et al.*, 2002) observándose diferencias, pero sin establecer criterios comparativos que permitan discriminar cual de las dos aproximaciones refleja mejor la dinámica del recurso. Por esto último, el

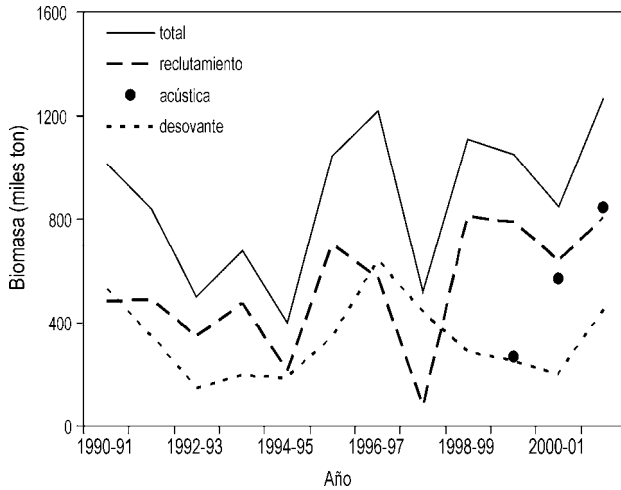


Figura 9. Biomasa total, desovante, reclutamiento y biomasa hidroacústica en peso año biológico de sardina común entre 1990/1991 y 2001/2002.

Figure 9. Total common sardine biomass, spawning, recruitment, and hydroacoustic biomass in weight; “biological year” structure for common sardine between 1990/1991 and 2001/2002.

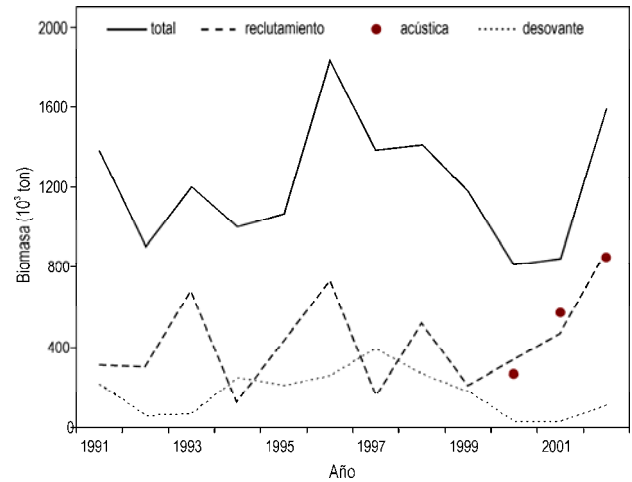


Figura 10. Biomasa total, desovante, reclutamiento y biomasa hidroacústica en peso año calendario sardina común entre 1991 y 2002.

Figure 10. Total common sardine biomass, spawning, recruitment, and hydroacoustic biomass in weight; calendar year structure for common sardine between 1991 and 2002.

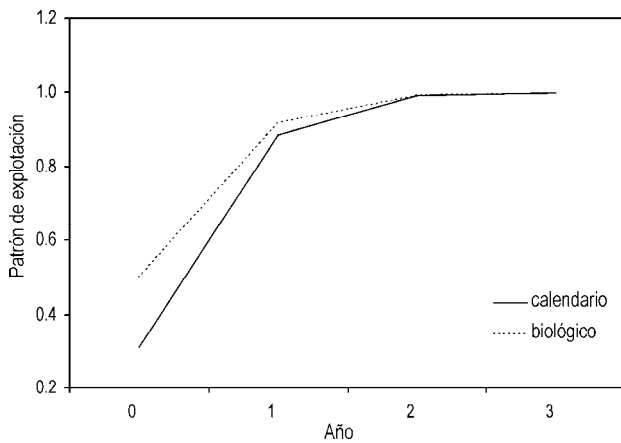


Figura 11. Patrón de explotación en sardina común año calendario y biológico.

Figure 11. Selectivity pattern in common sardine under calendar and biological year structures.

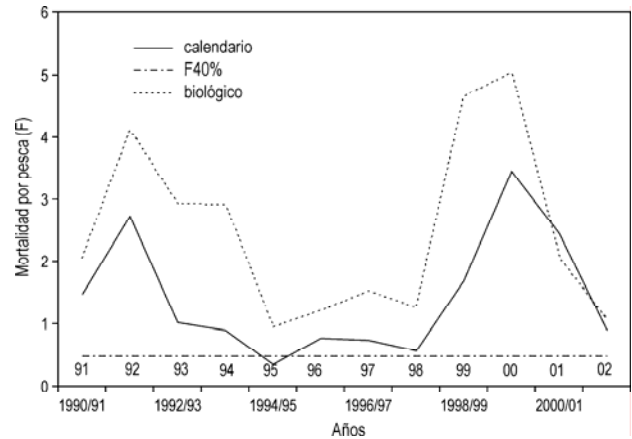


Figura 12. Tasa de mortalidad por pesca estimada año calendario y biológico, comparada con una tasa de mortalidad por pesca de referencia (F40%) en sardina común, zona centro-sur de Chile.

Figure 12. Fishing mortality rates estimated for the calendar and biological year structures in relation to a reference fishing mortality rate (F40%) in common sardine, off central-southern Chile.

modelo de evaluación sustentado en años biológicos resultó ser el más verosímil según lo señalado por el AIC, de tal forma que representaría mejor la abundancia de sardina común debido a un mayor grado de explicación frente a los datos. Sin embargo, el AIC representa al mejor modelo, cuando la información de

entrada en la evaluación no esta configurada de manera diferente como sucede en la estructuración calendario y biológica de este análisis, por lo cual, más allá del resultado emanado del criterio de información Akaike, se debe examinar el grado de ajuste en la distintas fuentes de información de la pesquería y los

Tabla 3. Criterio de Información Akaike (AIC), considerando el valor de la función objetivo y el número de parámetros en la evaluación para años calendario y biológico.

Table 3. Akaike Information Criterion (AIC), considering the value of the objective function and the number of parameters in the stock assessment for the calendar and biological year structures.

Modelo	Función objetivo	Parámetros	AIC
Calendario	394,229	41	76,8
Biológico	316,186	41	71,0

niveles de abundancia poblacional acorde a la situación actual del recurso.

La determinación de diferencias en las evaluaciones año biológico y calendario deben ser consideradas y estudiadas con mayor rigurosidad. Asimismo, es necesario incorporar en la evaluación, información adicional como la variabilidad ambiental que podría estar modulando la magnitud del reclutamiento en sardina común (Cubillos & Arcos, 2002). Otro aspecto, tal como el considerar una tasa de mortalidad natural variable, podría ser más real al momento de evaluar el stock de sardina común. Sin embargo, para ello se requiere mantener las evaluaciones directas de biomasa y su estructura. En consecuencia, teniendo en cuenta estos aspectos, se podría considerar una mejor representación de la dinámica y evaluación del stock de sardina común en la zona centro-sur de Chile.

AGRADECIMIENTOS

El primer autor agradece los comentarios de los revisores anónimos y al Dr. Hugo Arancibia, quien fue partícipe en la conformación de la idea de este trabajo en una temprana etapa. Agradece además al Laboratorio de Evaluación de Poblaciones Marinas (EPOMAR), ya que proporcionó los elementos necesarios para la ejecución del presente estudio y a Sebastián Vásquez por sus valiosos aportes a la conformación del trabajo.

REFERENCIAS

Aguayo, H.M. & S.B. Soto. 1978. Edad y crecimiento de la sardina común (*Clupea (Strangomera) bentincki*) en Coquimbo y Talcahuano. Invest. Pesq. (Chile), 27: 1-55.

- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: B.N. Petrov & F. Csaki (eds.). Second International Symposium on Information Theory, Budapest, Akademiai Kiado, pp. 267-281
- Arancibia, H., L. Cubillos, J. Remmaggi & R. Alarcón. 1994. Determinación de la talla de primera madurez sexual y fecundidad parcial en la sardina común, *Strangomera bentincki* (Norman, 1936), del área de Talcahuano, Chile. Biol. Pesq. (Chile), 23: 11-17.
- Arcos, D., L. Cubillos & S. Núñez. 2004. Efectos de El Niño 1997-1998 sobre las principales pesquerías pelágicas de la zona centro-sur de Chile. In: S. Avaria, J. Carrasco, J. Rutllant & E. Yáñez (eds.). El Niño-La Niña 1997-2000, sus efectos en Chile. Comité Oceanográfico Nacional (CONA), Valparaíso, Chile, pp. 153-177.
- Arcos, D.F., S.P. Nuñez, L. Castro & N. Navarro. 1987. Variabilidad vertical de clorofila a en un área de surgencia frente a Chile central. Invest. Pesq. (Chile), 34: 47-55.
- Arrizaga, A. 1981. Nuevos antecedentes biológicos para la sardina común, *Clupea (Strangomera) bentincki* Norman 1936. Bol. Soc. Biol. Concepción, 52: 5-66.
- Bakun, A. 1989. Recruitment in fishery and its relationship to environment: accesible pathways to greater insight. In: R. Jordan, R. Nelly, O. Mora, A. Ch.de Vildoso & N. Henríquez (eds.). Memorias del Simposio Internacional de los Recursos Vivos y las Pesquerías en el Pacífico Sudeste. Comisión Permanente del Pacífico Sur (Número Especial), pp. 25-34.
- Barría, P., C. Canales & M. Canales. 2003. Investigación CTP anchoveta y sardina común, zona centro-sur, 2003. Departamento de Evaluación de Recursos, División de Investigación Pesquera, Instituto de Fomento Pesquero. Informe IFOP, 43 pp.
- Barría, P., G. Bhöm, A. Aranís, R. Pili, P. Donoso & G.S. Rosales. 1997. Evaluación indirecta y análisis de la variabilidad del crecimiento de sardina común y anchoveta en la zona centro-sur. Informe Final, FIP-IT/97/10: 250 pp.
- Barría, P., A. Zuleta & R. Gili. 1998. Bases biológicas para prevenir la sobreexplotación de sardina común y anchoveta. Informe Final, FIP-IT/96/12: 84 pp.
- Buckland, S., K. Burnham & N. Augustin. 1997. Model Selection: an integral part of inference. Biometrics, 53(2): 603-618.
- Castillo, J., M.A. Barbieri, M. Espejo & V. Catasti. 2000. Evaluación de la biomasa y distribución espacial de anchoveta y sardina común. Primavera 1999. Evaluación acústica del reclutamiento de anchoveta y sardina común en la zona centro-sur de Chile. Informe Final, FIP-IT/99-13: 138 pp.

- Castillo, J., M.A. Barbieri, M. Espejo & V. Catasti. 2001. Evaluación acústica del reclutamiento de anchoveta y sardina común en la zona centro-sur, año 2000. Informe Final, FIP-IT/2000-09: 151 pp.
- Castillo, J., M.A. Barbieri, M. Espejo, A. Saavedra, V. Catasti, S. Núñez, J. Ortiz, P. Barría, G. Arraigada, M. Braun & G. Galindo. 2002. Evaluación acústica del reclutamiento de anchoveta y sardina común, centro-sur, 2001-2002. Informe Final, FIP-IT/2001-13: 208 pp.
- Cubillos, L.A. 1999. Estrategia reproductiva, crecimiento y reclutamiento de *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) en el sistema de surgencia de la zona centro-sur de Chile. Tesis de Magíster en Oceanografía, Escuela de Graduados, Universidad de Concepción, 180 pp.
- Cubillos, L.A. & H. Arancibia. 1993a. On the seasonal growth of common sardine (*Strangomera bentincki*) and anchovy (*Engraulis ringens*) off Talcahuano, Chile. Rev. Biol. Mar., Valparaíso, 28(1): 43-49.
- Cubillos, L.A. & H. Arancibia. 1993b. Análisis de la pesquería de sardina común (*Strangomera bentincki*) y anchoveta (*Engraulis ringens*) del área de Talcahuano, Chile. Invest. Mar., Valparaíso, 21: 3-21.
- Cubillos, L.A., D.A. Bucarey & M. Canales. 2002. Monthly abundance estimation for common sardine *Strangomera bentincki* and anchovy *Engraulis ringens* in the central-southern area off Chile (34-40°S). Fish. Res., 57: 117-130.
- Cubillos, L.A., D. Bucarey & M. Canales. 2000. Evaluación de la sardina común y anchoveta en la zona centro-sur de Chile (1990-2000). Doc. Téc. Inst. Invest. Pesq. (IIP), Talcahuano, 9(1):1-19.
- Cubillos, L.A., D.F. Arcos, D.A. Bucarey & M.T. Canales. 2001. Seasonal growth of small pelagic fish off Talcahuano (37°S-73°W), Chile: a consequence of their reproductive strategy to seasonal upwelling? Aquat. Living Resour., 14: 115-124.
- Cubillos, L. & D. Arcos. 2002. Recruitment of common sardine (*Strangomera bentincki*) and anchovy (*Engraulis ringens*) off central-south Chile in the 1990s and the impact of the 1997-1998 El Niño. Aquat. Living Resour., 15: 87-94.
- Cubillos, L.A., R. Alarcón, D. Bucarey, M. Canales, P. Sobrado & L. Vilugrón. 1998b. Evaluación indirecta del stock de anchoveta y sardina común en la zona centro-sur. Informe Final, FIP-IT/96-10: 223 pp.
- Cubillos, L.A., M. Canales, A. Hernández, D. Bucarey, L. Vilugrón & L. Miranda. 1998a. Poder de pesca, esfuerzo de pesca y cambios estacionales e interanuales en la abundancia relativa de *Strangomera bentincki* y *Engraulis ringens* en el área frente a Talcahuano, Chile (1990-97). Invest. Mar., Valparaíso, 26: 3-14.
- Daneri, G., V. Dellarossa, R. Quiñones, B. Jacob, P. Montero & O. Ulloa. 2000. Primary production and community respiration in the Humboldt Current System off Chile and associated oceanic areas. Mar. Ecol. Progr. Ser., 197: 41-49.
- Deriso, R.B., T.J. Quinn II & P.R. Neal. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 42: 815-824.
- Fournier, D. & C.P. Archibald. 1982. A general theory for analyzing catch at age data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 39:1195-1207.
- Gatica, C. & A. Hernández. 2003. Tasas de captura estandarizadas como índice de abundancia relativa en pesquerías: enfoque por Modelos Lineales Generalizados. Invest. Mar., Valparaíso, 31(2): 107-115.
- Gatica, C. & L. Cubillos. 2004. Análisis talla-estructurado de los cambios de abundancia en *Merluccius gayi gayi* entre 1992 y 2000. Invest. Mar., Valparaíso, 32(1): 71-87.
- Gatica, C., M. Arteaga, J. Giacaman & P. Ruiz. 2007. Tendencias en la biomasa de sardina común (*Strangomera bentincki*) y anchoveta (*Engraulis ringens*) en la zona centro-sur de Chile, entre 1991 y 2005. Invest. Mar., Valparaíso, 35(1): 13-24.
- Harley, S.J., R.A. Myers & A. Dunn. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance? Can. J. Fish. Aquat. Sci., 58: 1705-1772.
- Methot, R.D. 1986. Synthetic estimates of historical abundance and mortality for northern anchovy, *Engraulis mordax*. U.S. Natl. Mar. Fish. Serv., Southwest Fish. Cent., Admin. Rep. LJ 86-29, La Jolla, California, pp. 1-85.
- Pope, J.G. & J.G. Shepherd. 1982. A simple method for the consistent interpretation of catch-at-age data. J. Cons. Int. Explor. Mer, 40: 176-184.
- Quinn, T.J. & R.B. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, New York, 542 pp.
- Roa, R. & B. Ernst. 1996. Age, estructura, annual growth, and variance of size-of-age of the shrimp *Heterocarpus reedi*. Mar. Ecol. Progr. Ser., 137: 59-70.
- Santojanni, A., E. Arneri, C. Barry, A. Belardinelli, N. Cingolani, G. Giannetti & G. Kirkwood. 2003. Trends of anchovy (*Engraulis encrasicolus*, L.) biomass in the northern and central Adriatic Sea. Sci. Mar., 67(3): 327-340.
- Servicio Nacional de Pesca (SERNAPESCA). 1990-2002. Anuario de Pesca. Servicio Nacional de Pesca. Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción, Santiago, Chile.
- Serra, J.R. 1978. La pesquería de sardina común (*Clupea (Strangomera) bentincki*) y anchoveta (*Engraulis ringens*) de Talcahuano: análisis de su desarrollo y situación actual. Invest. Pesq. (Chile), 29: 1-21.

- Serra, J.R. 1983. Changes in the abundance of pelagic resources along the Chilean coast. In: G. Sharp & J. Csirke (eds.). Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources. FAO Fish. Rep., 291: 255-284.
- Serra, J.R., O. Rojas, M. Aguayo, F. Inostroza & J. Cañón. 1979. Sardina común. In: Estado actual de las principales nacionales. Bases para un Desarrollo Pesquero. Peces I. CORFO-IFOP, 36 pp.
- Somers, I.F. 1998. On seasonally growth function. Fishbyte, 6(1): 8-11.
- Yáñez, E., M.A. Barbieri & A. Montecinos. 1990. Relaciones entre las variaciones del medio ambiente y las fluctuaciones de los principales recursos pelágicos explotados en la zona de Talcahuano, Chile. In: M.A. Barbieri (ed.). Perspectivas de la actividad pesquera en Chile, Esc. Ciencias del Mar, Univ. Católica Valparaíso, Valparaíso, pp. 49-62.

Received: 19 Jun 2006; Accepted: 1 April 2008