



INFORME TÉCNICO OFICIAL

N°
029

Fecha
20-07-09

Páginas
19

DIRECCIÓN: Pesquerías Pelágicas y Ambiente Marino

PROGRAMA / GABINETE: Pesquerías de Peces Pelágicos

ACTIVIDAD: Evaluación de la biomasa de adultos de anchoíta mediante la aplicación del Método de Producción Diaria de Huevos

Título:

BIOMASA DE LOS REPRODUCTORES DE LA POBLACION BONAERENSE DE ANCHOÍTA (*Engraulis anchoita*) EN EL AÑO 2008; ESTIMACION MEDIANTE EL MÉTODO DE PRODUCCIÓN DIARIA DE HUEVOS

Citar Indicando la fuente. El contenido no debe ser reproducido total o parcialmente sin la expresa conformidad del INIDEP

PREPARADO POR:

FIRMA: 21/7/09
.....día/mes/año
NOMBRE: MARCELO PAJARO

FIRMA: 21/7/09
.....día/mes/año
NOMBRE: JORGE E. HANSEN

FIRMA: 21/7/09
.....día/mes/año
NOMBRE: EZEQUIEL LEONARDUZZI

FIRMA: 21/7/09
.....día/mes/año
NOMBRE: A. DAVID GARCARENA

FIRMA: / /
.....día/mes/año
NOMBRE:

SOLICITADO POR:

INSTITUCION: INIDEP
CARGO:

APROBADO POR:

MARCELO PAJARO
JEFE DE PROGRAMA / GABINETE

DANIEL BERTUCHE
DIRECTOR DE AREA

Dr. OTTO C. WÖHLER
DIRECTOR
Nacional de Investigación
DIRECTOR NACIONAL DE INVESTIGACIÓN

DIRECTOR INIDEP

DNI 576/27/07/08

BIOMASA DE LOS REPRODUCTORES DE LA POBLACION BOANERENSE DE ANCHOÍTA (*Engraulis anchoita*) EN EL AÑO 2008: ESTIMACION MEDIANTE EL MÉTODO DE PRODUCCIÓN DIARIA DE HUEVOS

Marcelo Pájaro, Jorge E. Hansen, Ezequiel Leonarduzzi y A. David Garcarena

RESUMEN

Se calculó la biomasa de reproductores (BR) de anchoíta en el año 2008 mediante el Método de Producción Diaria de Huevos (MPDH), utilizando la técnica de remuestreo (*bootstrapping*) para estimar la incertidumbre asociada al método. La BR del stock reproductivo bonaerense fue de 2.840.000 t con un coeficiente de variación (CV) de 37% e intervalo de confianza (IC_{95%}) de 1.221.000-5.300.000 t. El área de puesta de la población bonaerense abarcó 32.946 m². Las variables que mayor varianza aportaron fueron la frecuencia reproductiva y el peso total, cuyos CV fueron 46% y 47% respectivamente. Las mayores densidades de huevos de anchoíta se observaron frente a Uruguay, al estuario del Río de la Plata, en la franja coincidente con la isobata de 50 m al sur de 37°30'S, y en el sector externo al área de El Rincón. La producción de huevos fue prácticamente similar en los tres estratos, variando entre 380 y 410 huevos m⁻²; CV: 13-21%. Cabe señalar que la estimación de BR por remuestreo resultó cerca de 700 mil toneladas más alta que la BR calculada mediante el MPDH tradicional. A modo de comparación, por medio del método acústico se estimó una biomasa total de 3,04 millones de toneladas.

INTRODUCCIÓN

La anchoíta es la especie íctica de mayor abundancia en el Atlántico Sudoccidental, donde tiene una amplia distribución geográfica que abarca desde Cabo Frío, Brasil (23°S), hasta el extremo sur del Golfo San Jorge (47°S). Sus áreas de puesta ocupan, casi en su totalidad, la plataforma submarina a lo largo de dicho rango latitudinal, en una vasta gama de escenarios hidrográficos que incluyen regiones de afloramiento, frentes estuariales, de marea y talud (Sánchez 1995).

Por lo menos dos poblaciones de anchoíta se reproducen en el Mar Argentino, siendo el pico máximo de puesta durante primavera y verano (Sánchez 1995). La primera, denominada norteña o bonaerense, se distribuye principalmente entre la localidad de El Chuy, Uruguay, y la latitud de 41°S; y la segunda, sureña o patagónica, habita entre 41° y 47°S (Brandhorst *et al.* 1974; Hansen *et al.* 1984; Ratti 1986). El máximo de puesta de la población bonaerense ocurre entre octubre y noviembre, y a medida que avanza la temporada el desove se extiende hacia el sur. De igual manera que la mayoría de los peces pelágicos de pequeño tamaño (Blaxter y Hunter, 1982), la anchoíta argentina presenta una alta mortalidad embrionaria y larval (Sánchez, 1995; Pájaro *et al.*, 2006).

Un procedimiento indirecto para estimar la abundancia de peces pelágicos es el Método de Producción Diaria de Huevos (MPDH), desarrollado por Parker (1980). El MPDH ha sido utilizado con éxito en las evaluaciones de anchoas, sardinas y caballas de diferentes regiones del mundo, como la anchoa de California, *Engraulis mordax* (Bindman, 1986), *E. ringens* (Santander *et al.*, 1984; Ayón y Buitrón, 1997), *E. capensis* (Armstrong *et al.*,

1988), *E. encrasicolus* (Motos *et al.*, 1991; Santiago y Sanz, 1992; Motos, 1994), *Sardina pilchardus* (García *et al.*, 1992), *E. anchoita* (Sánchez, *et al.*, 1996) y *Scomber scombrus* (Priede y Watson, 1993).

El MPDH permite estimar la biomasa de los adultos a partir de la producción diaria de huevos y la fecundidad específica diaria. Este último parámetro incluye información sobre la fecundidad parcial o por camadas, la fracción desovante, el peso medio de las hembras y la proporción de sexos; considerando que las anchoas desovan varias veces a lo largo de la temporada de freza. Este método está basado en un aporte original de Moser (1967) quien demostró que era factible conocer la hora de la puesta por el examen de los folículos postovulatorios. Hunter y Goldberg (1980) y Hunter y Macewicz (1980), desarrollaron criterios para asignar edades a los folículos en la anchoa de California, deduciendo así la frecuencia de puesta en las poblaciones de esta especie. Experimentos de mantenimiento de anchoas en cautiverio permitieron confirmar esa interpretación de la evolución de los folículos (Leong, 1971). De esta forma, la proporción de hembras con folículos postovulatorios o con huevos hidratados podía ser usada como medida de la frecuencia de puesta.

Desde 1993 han sido recogidos los datos necesarios para estimar la biomasa reproductiva de anchoíta por el MPDH de manera simultánea con aquellos propios de la evaluación hidroacústica; incorporándose en el diseño de los cruceros de investigación los requerimientos de ambos métodos. Estos son complementarios en varios sentidos. Por ejemplo, para aplicar el método acústico son necesarios lances de pesca mediante los cuales se identifican los registros acústicos por especie y por tamaño, vinculándose la potencia de blanco individual (TS) con la correspondiente señal acústica retornada. Esos mismos lances proveen las muestras para estimar la fracción de hembras desovantes, la proporción de sexos, la fecundidad parcial y el peso medio de las hembras.

El MPDH fue modificado por Stauffer y Picquelle (1980), quienes incorporaron el método Delta (Seber, 1973) para derivar el sesgo y la varianza aproximada de la estimación de la biomasa. Actualmente existen diferentes modificaciones del método, todas con el objetivo de disminuir el error asociado a los dos parámetros que aportan mayor variabilidad al modelo, que son la frecuencia de puesta de las hembras y la producción de huevos (Motos, 1997). En relación con esto último, Pájaro *et al.* (2008a) emplearon la técnica de remuestreo (*bootstrapping*) para estimar la incertidumbre asociada al MPDH.

El objetivo de este informe es calcular la biomasa reproductiva de la población bonaerense de anchoíta en 2008 mediante el empleo del Método de Producción Diaria de Huevos, utilizando la técnica de remuestreo para estimar la incertidumbre asociada al método.

MATERIAL Y METODOS

Obtención de las muestras en las campañas de investigación

Las muestras necesarias para estimar la biomasa de reproductores se colectaron en la campaña de evaluación de la población bonaerense de anchoíta llevada a cabo sobre la zona costera y de plataforma continental argentina, en octubre de 2008, en el período de mayor actividad reproductiva de dicha población.

El diseño de la campaña incluyó transecciones perpendiculares a la batimetría, sobre las cuales se ubicaron regularmente 141 estaciones de plancton y 106 oceanográficas, según un diseño pre-estratificado al azar, considerándose tres estratos para investigar el área reproductiva (Fig. 1). Las estaciones de plancton se realizaron empleando una red Pairovet operada de manera vertical, a una velocidad de aproximadamente $1 \text{ m} \cdot \text{seg}^{-1}$, desde 5 m próximos al fondo, o desde los 70 m cuando la profundidad fue mayor, hasta la superficie (Smith *et al.*, 1985). Se utilizó un flujómetro digital montado en la boca de la red para estimar el volumen de agua filtrada.

En cada estación se obtuvieron perfiles continuos de temperatura y conductividad mediante un CTD *Sea-Bird 19*. El procesamiento posterior de los datos se efectuó por medio de las rutinas estándar *Seasoft*, obteniéndose valores de temperatura y salinidad con una resolución vertical de 1 db.

En laboratorio se separaron los huevos y larvas de anchoíta del resto de los organismos planctónicos y se cuantificaron. En función del volumen estimado de agua filtrada por la red y la profundidad se calcularon las densidades de huevos y larvas de anchoíta.

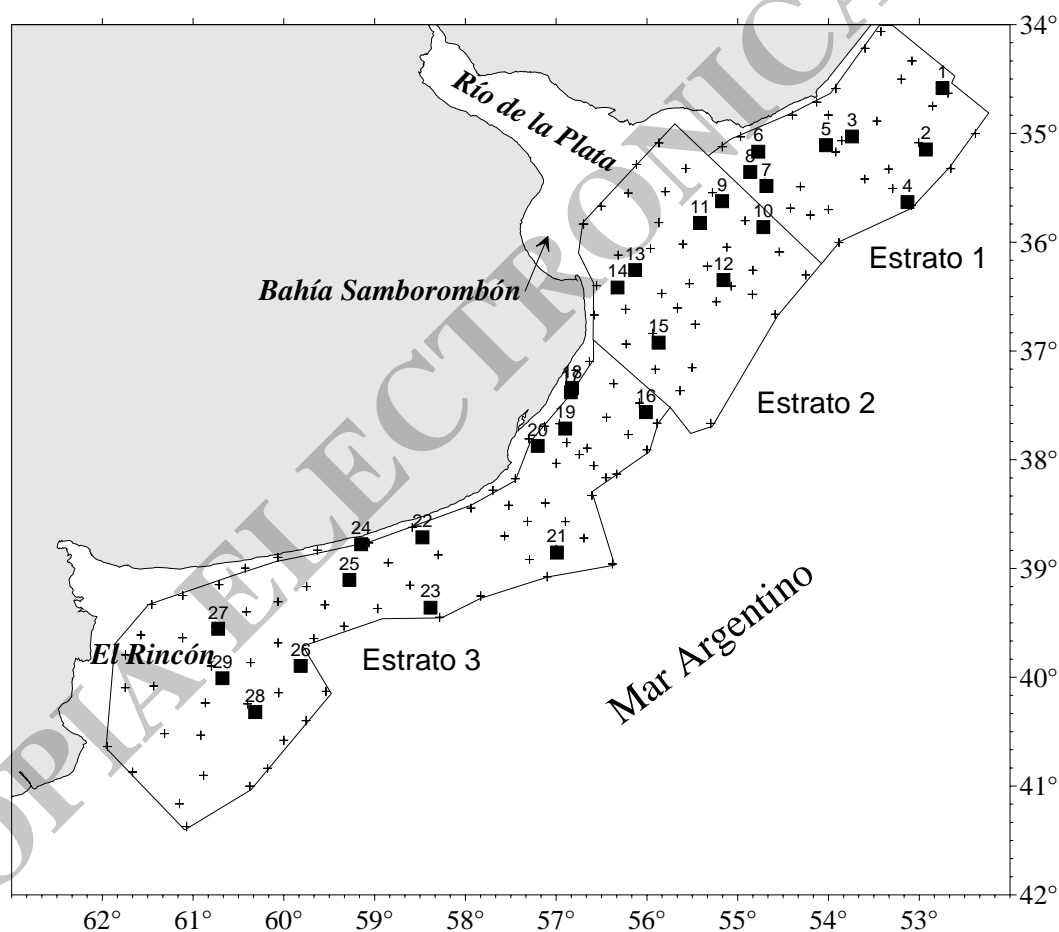


Figura 1. Estaciones oceanográficas (Pairovet y CTD) y lances de pesca de media agua efectuados durante la campaña de octubre de 2008 en el sector bonaerense, incluyendo la Zona Común de Pesca Argentino-Uruguaya. Cruces: estaciones oceanográficas; cuadrados: lances de pesca.

Cálculo de los parámetros del Método de Producción de Huevos

Los datos básicos para estimar la biomasa total de reproductores en cada área de investigación mediante el MPDH fueron las cantidades de huevos por unidad de superficie marina derivadas de las muestras de plancton tomadas con red Pairovet. Los huevos presentes en las muestras fueron agrupados, de acuerdo con su grado de desarrollo y la temperatura del agua de mar, en tres categorías diarias ($d= 1, 2, 3$). También se determinó por estación ($i = 1, 2, \dots, I$) la edad media en horas de los huevos de cada día ($t= 1, 2, \dots, T$) desde el momento de la fertilización, a partir de información previa de laboratorio sobre su desarrollo a distintas temperaturas (Ciechomski y Sánchez, 1984). Puesto que se establecieron tres estratos para investigar el área total de la campaña ($k = 1, 2, \dots, K=3$), la cantidad de huevos de edad media t por 10 m^2 producidos en el día d a partir de la fertilización y presentes en la muestra i -ésima del estrato k puede escribirse como $h_{t,d,i,k}$.

$$E_t = \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{I_k} \sum_{d=1}^3 A_k h_{t,d,i,k} \quad (1)$$

donde:

A_k = superficie del estrato

Teniendo en cuenta solamente las N_t estaciones de la campaña donde se encontraron huevos de edad de cada edad t , se estimó la abundancia media H_t de esa edad en las estaciones positivas:

$$H_t = \frac{1}{N_t} \sum_{k=1}^4 \sum_{i=1}^{I_k} \sum_{d=1}^3 A_k h_{t,d,i,k} \quad (2)$$

$$\forall h_{t,d,i,k} > 0$$

Se asumió que una función de decrecimiento exponencial cuya constante es igual a la tasa de mortalidad (Z) describe la disminución de estas cantidades medias a partir una producción inicial total (H_0), a medida que se consideran edades mayores, esto es:

$$H_t = H_0 \exp(-Z t) \quad (3)$$

donde esa producción inicial total puede expresarse como la densidad media general por el área investigada, esto es:

$$H_0 = \overline{P_0} \sum_{k=1}^4 A_k \quad (4)$$

y la función (3) puede ser convertida, a efectos de estimar Z y su desvío S_Z , en la relación lineal:

$$\ln(H_t) = \ln(H_0) - Zt \quad (5)$$

Utilizando el estimado general de la pendiente Z y aplicando una expresión equivalente a (3), se calculó un valor de producción inicial $Po_{d,i,k}$ (huevos por 10 m^2) correspondiente a los huevos de d días (edad media = $t_{d,i,k}$) en cada estación :

$$Po_{d,i,k} = h_{d,i,k} \exp(Z t_{d,i,k}) \quad (6)$$

$$\forall h_{d,i,k} > 0$$

Se obtuvieron promedios por estrato de esos valores, como sigue:

$$\overline{Po}_k = \frac{1}{N_{d,i,k}} \sum_{i=1}^{I_k} \sum_{d=1}^3 Po_{d,i,k} \quad (7)$$

siendo $N_{d,i,k}$ el número de estaciones del estrato con presencia de huevos del día d .

Finalmente, la biomasa total de reproductores en el área de investigación (BR) fue obtenida sumando las estimaciones correspondientes a cada estrato k ($k = 1, 2, \dots, K=3$), a su vez calculadas mediante la ecuación principal del MPDH:

$$BR_k = \overline{Po}_k \frac{A_k W_k L}{F_k R_k S_k} = \overline{Po}_k \frac{A_k L}{Frel_k R_k S_k} \quad (8)$$

donde:

BR_k = biomasa de reproductores en el estrato

W_k = peso medio de las hembras adultas (gramos)

L = constante de conversión (gramos a toneladas; unidades de 10 m^2 a mn^2)

R_k = proporción de hembras en el total de reproductores ($0 < R_k \leq 1$)

S_k = frecuencia reproductiva, o proporción de hembras adultas que desovan diariamente

F_k = Fecundidad parcial (número de ovocitos por hembra)

$Frel_k = F_k / W_k$ = Fecundidad relativa (ovocitos por gramo de hembra)

Los parámetros involucrados en el cálculo de la fecundidad media específica (F , S , W y R) fueron estimados de las muestras colectadas por medio de los lances de pesca de media agua. La F fue calculada mediante el método de oocitos hidratados, mientras que S se estimó a partir del número promedio de hembras con folículos post-ovulatorios de edades 1 y 2 (Hunter *et al.*, 1985; Pájaro *et al.*, 1997). La proporción R fue calculada como la fracción en peso de las hembras maduras en la población, y W , como el peso total de las hembras maduras (Piquelle y Stauffer, 1985). Previamente, en cada lance se ponderó el valor medio (PR_k) de cada uno de los parámetros F , S , W y R . El valor medio ponderado del peso (W_k) de las hembras maduras en cada lance se calculó según la ecuación 9, mientras que los valores medios F_k , S_k y R_k en cada lance se ponderaron según la ecuación 10.

$$W_k = W_i \cdot S_A \cdot L_c \cdot Pm_i \quad (9)$$

$$PR_k = W_i \cdot S_A \cdot L_c \cdot PR_i \cdot Pm_i \quad (10)$$

donde:

W_i = peso medio en el lance i .

S_A = coeficiente de retrodispersión por unidad de área, estimado por medio de la ecosonda.

L_c = distancia recorrida por el buque con valores continuos y significativos de S_A medida en millas náuticas.

Pm_i = proporción de hembras maduras en el lance i .

PR_k = valor medio ponderado de F_k , S_k o R_k .

PR_i = valor medio de F , S o R en el lance i .

Los procedimientos de cálculo para obtener los valores medios y varianzas de cada uno de los parámetros referidos anteriormente, pueden ser consultados en Picquelle y Stauffer (1985) y en Sánchez *et al.* (1996).

Estimaciones mediante MPDH, distribución e intervalos de confianza

Para efectuar las estimaciones de biomasa de reproductores de anchoíta de cada campaña, examinar la distribución de dichas estimaciones y construir intervalos de confianza se llevó a cabo el siguiente procedimiento:

Tasa de mortalidad Z

Este parámetro se estimó por medio de la ecuación (5), utilizando el software *Statistica*. En caso de detectarse *outliers* de la regresión lineal ajustada (residuos crudos $\geq \pm 3$ desvíos), se removieron los valores de $h_{t,d,i,k}$ que los originaron (ecuación 1), se recalcularon valores de H_t y se repitió el ajuste hasta que no hubo *outliers*. Las cantidades de más interés resultantes fueron la pendiente Z y su desviación estándar S_Z .

Parámetros de la ecuación principal del MPDH (ecuación 8) correspondientes a cada estrato

La producción inicial correspondiente a los huevos de uno a tres días en cada estación se calculó mediante la ecuación (6). Dos valores fueron obtenidos, el primero ($PO_{d,i,k}$) utilizando el valor de Z estimado como constante, y el restante ($PO^*_{d,i,k}$) aplicando en (6) un valor aleatorio distribuido normalmente con media Z y desviación S_Z . Luego la ecuación (7) permitió estimar la correspondiente media de producción diaria de huevos en cada estrato, esto es \overline{PO}_k o \overline{PO}^*_k .

Los valores medios y desviaciones del resto de los parámetros indicados en el segundo miembro de la ecuación (8) provinieron del examen de muestras de adultos de anchoíta capturados en los lances de pesca con red de arrastre de media agua que se efectuaron en cada estrato.

Estimaciones por remuestreo de la Biomasa de reproductores

Para cada estrato k se efectuaron $Q = 9000$ extracciones aleatorias con reposición de las I_k estaciones. En todos los casos mencionados a continuación, se obtuvieron las salidas correspondientes a valores constantes o variables de la tasa Z , esto es, a \overline{Po}_k y \overline{Po}^*_k . Se determinaron en cada extracción q el valor de $h_{t,d,i,k}$ correspondiente, los promedios \overline{Po}_k y \overline{Po}^*_k y se estimaron tanto BR_{kq} (aplicando la ecuación 8) como BR^*_{kq} .

$$\text{Luego, } BR_q = \sum_{k=1}^4 BR_{kq}, \text{ y } BR^*_q = \sum_{k=1}^4 BR^*_{kq},$$

siendo los promedios correspondientes a las estimaciones resultantes del remuestreo:

$$\overline{BR} = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q BR_q, \text{ y } \overline{BR}^* = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q BR^*_q.$$

Finalmente, se graficaron las distribuciones de frecuencia y se construyeron intervalos de confianza del 95% (percentiles del 0,025 y 0,975) alrededor de la media de los estimadores de la biomasa de reproductores. Hay que destacar que mientras la variabilidad en las estimaciones de BR provino solamente del azar asociado al diseño (esto es, las estaciones consideradas en cada estrato), la variabilidad en las estimaciones de BR^* incluyó además aquella asociada a aleatoriedad de la tasa Z . El tipo de simulación llevada a cabo fue no paramétrica. Para ello, se realizaron series de extracciones (manteniendo $Q = 9000$ para cada serie) donde las estimaciones de \overline{BR} y \overline{BR}^* fueron obtenidas de la siguiente manera. En cada simulación q , las estaciones empleadas para calcular \overline{Po}_k y \overline{Po}^*_k fueron escogidas aleatoriamente entre las efectuadas en cada estrato. En cada vuelta q los valores de las variables reproductivas fueron aquellos de los lances sorteados, sea que estos se extrajeran del área total tomada como conjunto o de cada uno de los estratos.

RESULTADOS

La Tabla 1 consigna los datos básicos por estrato referidos a las variables utilizadas para la estimación de abundancia de la población bonaerense de anchoíta. El área total de puesta fue de 32.946 mn² siendo el estrato 3 el que abarcó la mayor superficie (14.852 mn²) y donde se capturaron los ejemplares más grandes, como indican los pesos totales (W) por zona.

Las variables reproductivas que aportaron mayor varianza al modelo fueron el peso total (W) y la frecuencia reproductiva (S), con coeficientes de variación (CV) que comprendieron entre 46 y 47%, seguidas por la variable R , con valores de CV de 38% (Tabla 1). La mayor variación se observó en los estratos 2 y 3, excepto Fr que presentó el más alto CV en el estrato 1. Ello resultó de la diferencia en la fecundidad relativa estimada para cada lance, la cual varió entre 196 y 409 oocitos* g^{-1} de hembra (Tabla 1).

Analizando la distribución de los valores de cada variable reproductiva y el peso total de las hembras, y considerando todos los lances en conjunto, se observó que S presentó una distribución de frecuencias Normal, mientras que R y W mostraron distribuciones sesgadas hacia los valores mayores, y Fr hacia los menores (Fig. 2). Por último, la distribución de la fecundidad diaria específica (FDE), la cual proviene del producto de los parámetros

reproductivos *Fr*, *S* y *R*, presentó también una distribución próxima a la Normal, aunque con una ligera desviación hacia la derecha.

Tabla 1. Datos básicos por estrato referidos a las variables empleadas para evaluar la abundancia de la población bonaerense de anchoíta en 2008, mediante el MPDH. El área corresponde a la región considerada como zona de desove. *W*: peso medio; *Fr*: fecundidad relativa; *R*: proporción de hembras; *S*: frecuencia reproductiva; *CV*: coeficiente de variación (%); *o*: ovocitos.

ESTRATO	1	2	3	Suma
Area (mn²)	7.614	10.480	14.852	32.946
Número de estaciones	28	36	77	141
Número de lances	6	7	10	23
Parámetros reproductivos por estrato Valores medios ponderados y CV				Promedios ponderados y CV para toda el área
W (g)	10,2	9,0	16,9	12,1
Fr (o g⁻¹)	354,5	325,4	419,4	367,5
R	0,404	0,451	0,443	0,431
S (día⁻¹)	0,150	0,141	0,106	0,132
CV (W)	22,7	34,0	39,6	46,8
CV (Fr)	19,6	16,6	18,0	21,0
CV (R)	32,5	35,0	44,4	38,3
CV (S)	41,5	49,5	35,9	46,1
Parámetros reproductivos correspondientes a los lances indicados				
Estrato -Lance	Fr	R	S	W
1 - 1	373,49	0,287	0,133	10,4
1 - 2	368,46	0,489	0,071	10,1
1 - 3	408,20	0,332	0,120	12,7
1 - 5	405,99	0,585	0,233	12,5
1 - 6	196,19	0,263	0,120	5,4
1 - 8	231,70	0,498	0,120	6,0
2 - 9	257,03	0,387	0,080	6,5
2 - 10	448,85	0,729	0,290	17,0
2 - 11	290,10	0,202	0,120	7,3
2 - 12	317,71	0,302	0,190	8,1
2 - 13	284,46	0,669	0,067	7,1
2 - 14	347,89	0,456	0,150	9,2
2 - 15	298,92	0,412	0,148	7,5
3 - 16	454,29	0,621	0,117	17,8
3 - 17	266,26	0,417	0,120	6,7
3 - 20	321,93	0,465	0,052	8,2
3 - 21	472,45	0,457	0,120	21,2
3 - 22	363,06	0,360	0,167	9,9
3 - 23	457,88	0,512	0,111	18,4
3 - 24	388,64	0,628	0,200	11,3
3 - 25	465,28	0,596	0,109	19,7
3 - 26	486,67	0,147	0,183	25,0
3 - 28	489,27	0,713	0,083	25,8

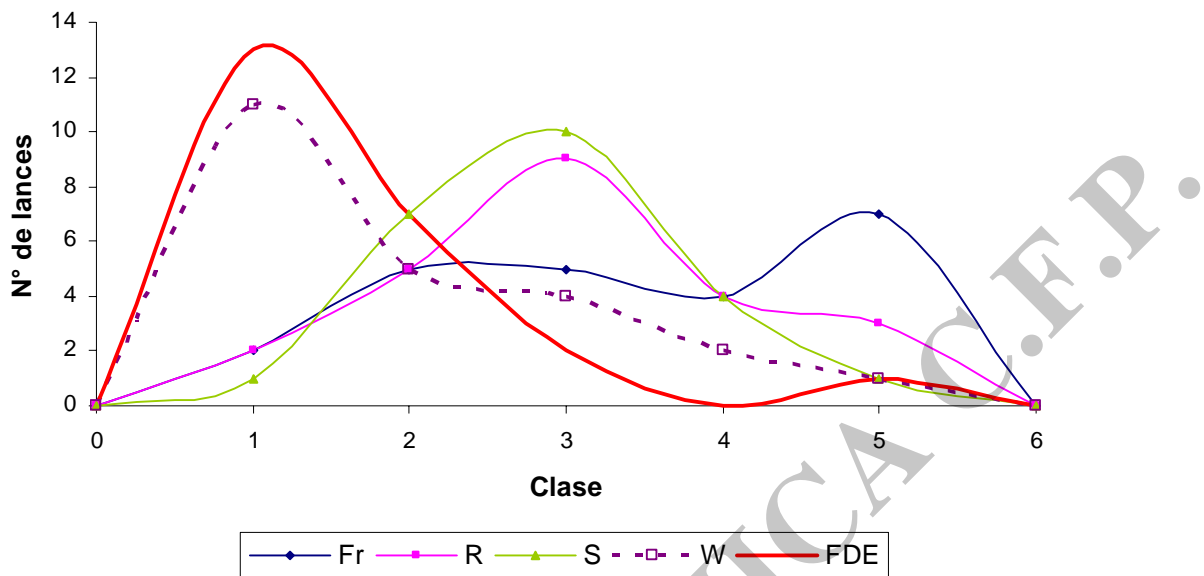


Figura 2. Distribución de frecuencias de las variables reproductivas (*Fr*, *R* y *S*), el peso (*W*) y la fecundidad diaria específica (FDE) en los lances con capturas representativas obtenidas en la campaña de evaluación de la población bonaerense de anchoíta. *Fr*: fecundidad relativa; *R*: proporción de hembras; *S*: porcentaje de hembras que desova cada noche.

El desove de la anchoíta en el sector bonaerense abarcó toda el área de estudio, incluyendo tanto la región costera como de plataforma. La densidad de huevos identificada en las muestras de plancton fue muy variable, observándose valores desde cero hasta 50 mil huevos $10m^{-2}$ (Fig. 3). En los estratos 1 y 2 las mayores abundancias se observaron frente a Uruguay y al estuario del Río de la Plata, respectivamente. En general, los valores aumentaron desde la costa hacia el área de plataforma, con la excepción de las estaciones ubicadas en los límites externos de dichos estratos, en las cuales no se registraron huevos. Tampoco se detectó desove, o fue de muy baja intensidad, en las estaciones más internas de las transectas ubicadas frente al Río de la Plata. Finalmente, en el estrato 3 las densidades más altas se ubicaron a lo largo de una franja coincidente con la isobata de 50 m, incluyendo el sector externo de El Rincón, hasta los $41^{\circ}S$.

La estimación de la producción diaria de huevos, como hemos indicado anteriormente, se calculó de dos maneras: asumiendo *Z* constante (*Po*) y *Z* variable (*Po**). Los resultados pueden observarse en la Tabla 2. En ambos casos los valores en cada estrato fueron más o menos similares, aunque cuando se consideró *Z* variable los CV fueron algo más elevados. La producción diaria media de huevos para toda el área, según se fijara *Z* constante o variable varió entre 3.800 y 4.100 huevos $\cdot 10m^{-2}$. En el estrato 3 se estimó la mayor producción (4.075-4.101 huevos $\cdot 10m^{-2}$), con intervalos de confianza (95%) de 2.587-5.938 huevos $\cdot 10m^{-2}$. Por otra parte, las distribuciones de dichas variables en los tres estratos fueron normales, independientemente de considerarse la mortalidad natural embrionaria constante o variable (Fig. 4).

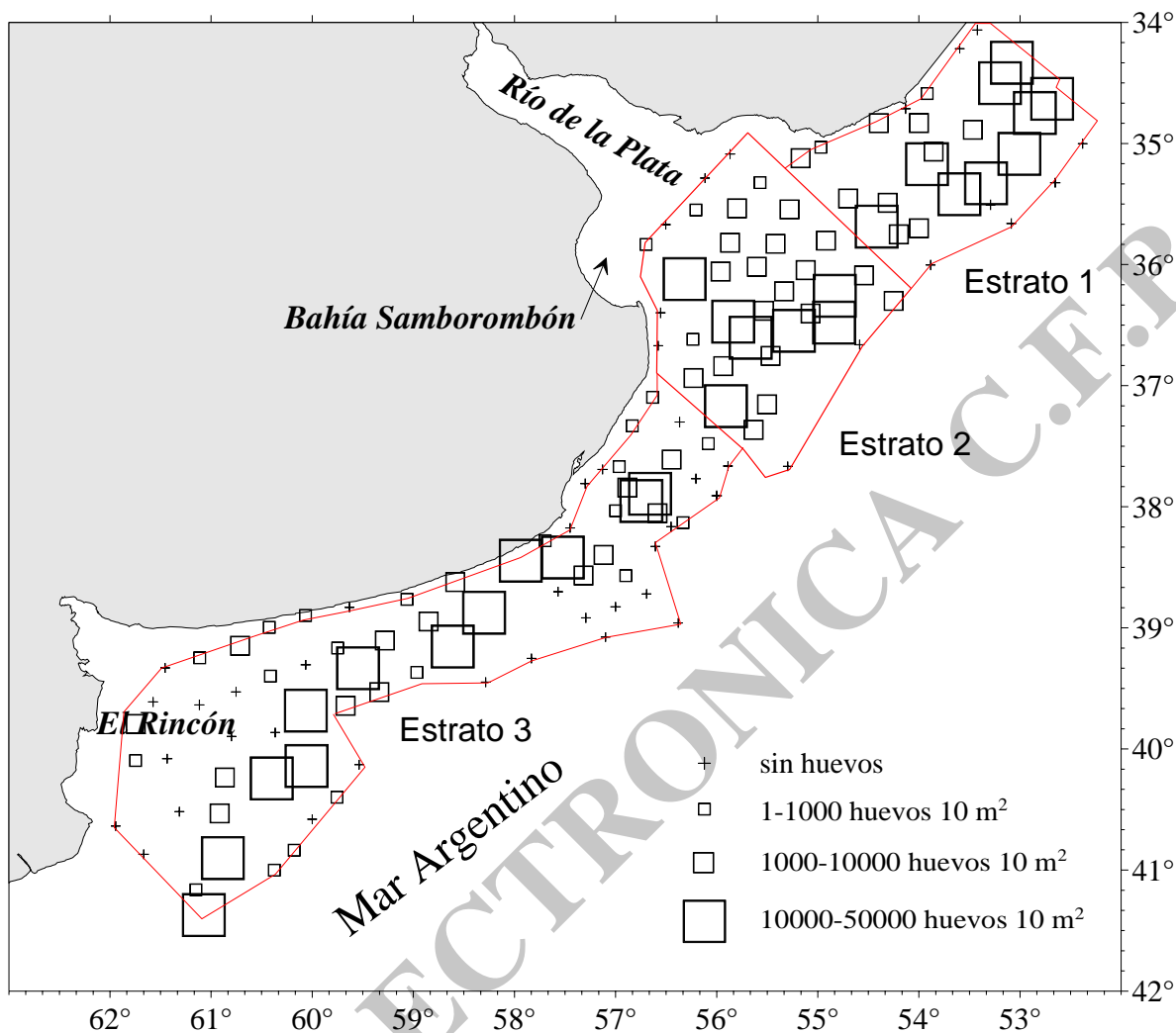


Figura 3. Distribución geográfica de las densidades estimadas de huevos de la población bonaerense de anchoíta, octubre de 2008.

Tabla 2. Estimación por estrato de la producción diaria de huevos de la población bonaerense de anchoíta en 2008, considerando Z fijo (P_o) y Z variable (P_o^*). CV: coeficiente de variación (%); IC: intervalo de confianza.

Producción de huevos	P_o (Z fijo)			P_o^* (Z variable)		
	1	2	3	1	2	3
Estratos						
Media (h 10 m ⁻²)	3871	3761	4075	3891	3781	4101
CV	13,04%	15,33%	18,04%	15,98%	17,90%	20,77%
Lim. Inf. IC 95%	2913	2658	2681	2773	2553	2587
Lim. Sup. IC 95%	4883	4935	5565	5214	5203	5938

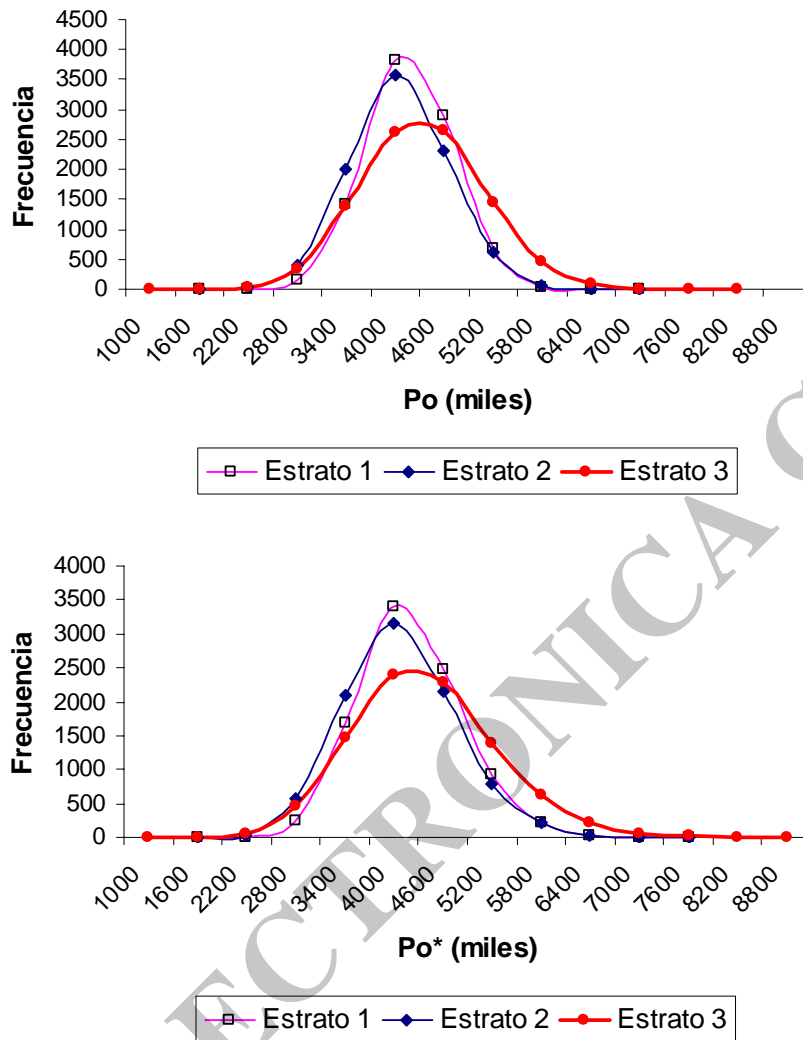


Figura 4. Distribuciones por estrato de frecuencias de la producción diaria de huevos, considerando la mortalidad constante (Po) o variable (Po^*).

Según los criterios descriptos anteriormente, esto es Z constante o Z aleatorio, la estimación por remuestreo de biomasa total de reproductores (BR) de la población bonaerense de anchoíta en octubre de 2008 se calculó en algo más de 2,8 millones de toneladas, con un intervalo de confianza entre 1,2 y 5,3 millones (Tabla 3). Los coeficientes de variación fueron 0,36 y 0,38, considerando la mortalidad total embrionaria constante o variable, respectivamente. La distribución de los 9.000 valores de BR obtenidos por *bootstrapping* fue prácticamente normal, con una ligera asimetría positiva (Fig. 5). El estrato que presentó una mayor área de desove y la más elevada biomasa reproductiva fue el 3, el cual comprendió, como puede observarse en la Figura 1, desde Punta Médanos ($37^{\circ}S$) hasta el sur de El Rincón ($41^{\circ}S$). Dicho estrato fue también el que mayor varianza aportó ($CV= 0,63-0,64$). Las distribuciones de BR en los tres estratos considerados

presentaron un sesgo hacia la derecha, siendo en el estrato 3 donde se observó una mayor asimetría positiva (Fig. 6).

Finalmente, es de destacar que el valor de biomasa de reproductores estimado por remuestreo (2,83-2,85 millones de toneladas) fue superior al obtenido de la manera tradicional (Parker, 1980), el cual alcanzó algo más de dos millones de toneladas (2.184.271 t).

Tabla 3. Estimación en toneladas métricas de la biomasa total (*BR*) y por estratos de la población bonaerense de anchoíta en 2008, a partir del MPDH, considerando *Z* constante (*Po*) y *Z* aleatorio (*Po**), distribuido normalmente, con media *Z* y desviación *S_Z*. t: toneladas; DE: desviación estándar; CV: coeficiente de variación (%); IC: intervalo de confianza.

<i>BR (Po)</i>	Total	Estrato 1	Estrato 2	Estrato 3
Media (t)	2.832.549	772.966	979.012	1.080.572
DE	1.023.743	447.662	611.723	680.062
CV	36,14%	57,91%	62,48%	62,94%
Lim. Inf. IC 95%	1.251.526	158.419	121.989	366.927
Lim. Sup. IC 95%	5.164.938	1.849.629	2.227.039	3.012.771
<i>BR (Po*)</i>				
Media (t)	2.848.734	776.531	984.136	1.088.067
DE	1.070.596	456.593	623.417	699.702
CV	37,58%	58,80%	63,35%	64,31%
Lim. Inf. IC 95%	1.220.797	153.889	119.490	362.632
Lim. Sup. IC 95%	5.337.959	1.891.441	2.302.710	3.062.670

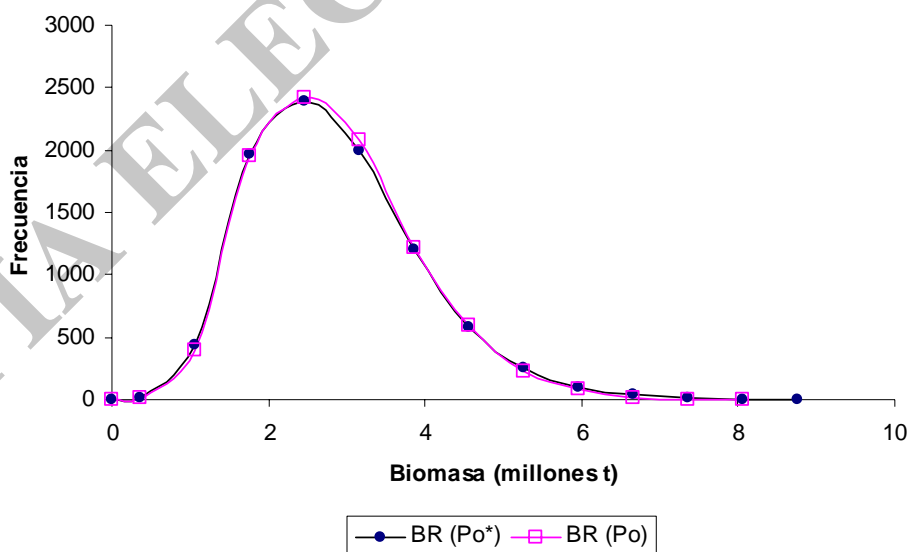


Figura 5. Biomasa reproductiva total (*BR*) de la población bonaerense de anchoíta estimada mediante el MPDH en octubre de 2008. *Po**: producción diaria de huevos estimada con *Z* variable; *Po*: producción diaria de huevos estimada con *Z* constante.

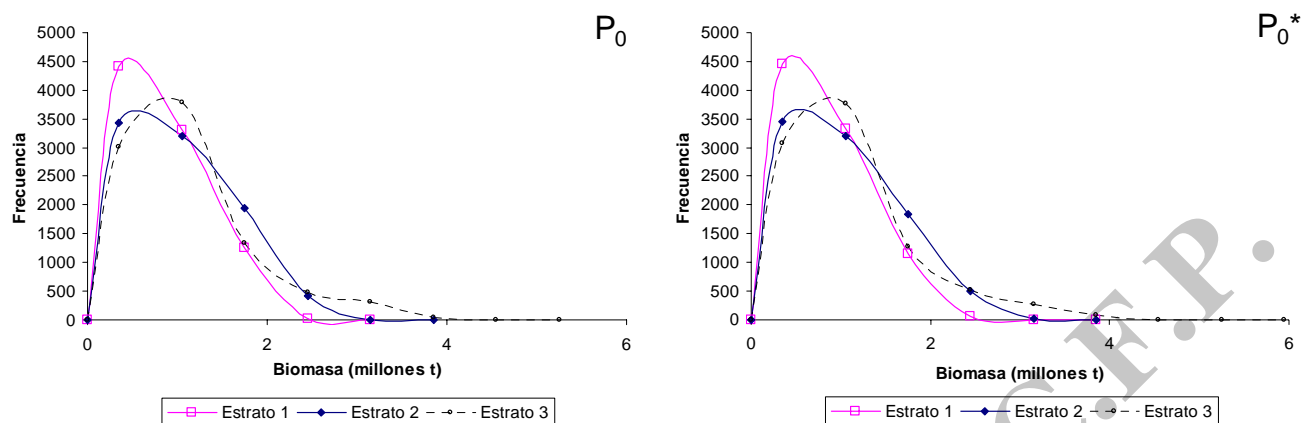


Figura 6. Biomasa reproductiva (BR) por estrato de la población bonaerense de anchoíta estimada mediante el MPDH en octubre de 2008. P_0 : producción diaria de huevos estimada con Z constante; P_0^* : producción diaria de huevos estimada con Z variable.

DISCUSION

La estimación de la biomasa reproductiva mediante la aplicación del Método de Producción Diaria de Huevos (MPDH) se ha llevado a cabo de manera sistemática en el INIDEP desde el inicio de los 90' (Sánchez *et al.*, 1996; Pájaro *et al.*, 2006). En casi todos los casos la estimación se realizó empleando el método tradicional descrito por Parker (1980) y modificado por Stauffer y Piquelle (1980), siguiendo el modelo presentado por Armstrong *et al.* (1988). La única modificación incorporada en las primeras estimaciones fue adoptar un modelo doble-exponencial de mortalidad embrionaria natural para calcular la producción de huevos, en vez del tradicional modelo exponencial decreciente (Sánchez *et al.*, 1996). A partir de 2006 se comenzó a utilizar la técnica de remuestreo (*bootstrapping*) para estimar la biomasa de reproductores de las dos poblaciones de anchoíta argentina (Pajaro *et al.*, 2008a).

El empleo de la técnica de remuestreo o *bootstrapping*, ampliamente difundida en la literatura científica, permite medir la incertidumbre asociada a la estimación de los parámetros involucrados (Efron, 1979). Zeldis y Francis (1998) estimaron mediante *bootstrapping* los parámetros reproductivos del besugo, *Pagrus auratus*, de Nueva Zelanda; de igual manera, Lo *et al.* (2001) calcularon el error de de la producción de huevos y la mortalidad natural embrionaria de la sardina del Pacífico; y Bullman *et al.* (1999) emplearon dicha técnica para obtener los intervalos de confianza de la estimación de la biomasa de reproductores del granadero azul de Tasmania mediante la aplicación del método anual de producción de huevos.

En general, la frecuencia reproductiva es el parámetro reproductivo responsable de la mayor proporción de varianza de las estimaciones de biomazas calculadas por medio del Método de Producción Diaria de Huevos (Hunter y Lo, 1997). Sin embargo, los parámetros que mayor varianza aportaron al modelo en la estimación de 2008 fueron la frecuencia reproductiva (CV= 46%) y el peso total (CV=47%). Al analizar los CV de esos parámetros

en los tres estratos considerados, los valores de S variaron entre 36 y 50% mientras que los de W lo hicieron sólo entre 23 y 40%. Analizando estas dos variables, se observó que los CV del peso total en 2006 y el año considerado en este trabajo fueron más o menos similares; a diferencia de la frecuencia reproductiva, que en 2006 tuvo CVs significativamente más elevados que en 2008 (Pájaro *et al.*, 2008a). Para comprender estas diferencias debe señalarse que en este último año, al calcular la frecuencia reproductiva para cada lance, se obtuvieron valores de S iguales o muy próximos a cero. Debido a un problema del modelo, que no acepta valores iguales a cero (se produce un error insalvable ya que queda el denominador igual a cero), se reemplazaron dichos resultados por el valor medio poblacional. Para obtener este promedio se incluyeron 6 lances (tres en el estrato 1, uno en el estrato 2 y 2 en el estrato 3) sobre un total de 23 con valores cero o próximos a cero. Ese fue el motivo por el cual la dispersión estimada, y por lo tanto, el coeficiente de variación de S fueron menores.

Por otra parte, cabe señalar que el CV de 38% calculado para la proporción de hembras fue muy superior al estimado para 2006, cuando se aproximó a 7%. Mientras que en ese año los porcentajes de hembras en cada lance variaron entre 47 y 63% (Pájaro *et al.*, 2008a), en 2008 mostraron un rango superior, entre 15 y 73%. El límite inferior de 15% correspondió a un lance en el cual 30% de esas hembras se hallaban en estadio gonadal de hidratación o desove (Leonarduzzi, informe en elaboración), lo cual indica claramente que en la posición y momento de dicho lance la mayor parte de los ejemplares estaban en puesta. La baja proporción de hembras en un cardumen es consecuencia de la segregación espacial de los individuos que van a llevar a cabo la puesta. Estos peces se separan del cardumen principal, pasando a constituir un grupo en donde la proporción de machos siempre es mucho más elevada que la de hembras (Hunter y Goldberg, 1980; Blaxter y Hunter, 1982).

El patrón de desove de la población bonaerense de anchoíta fue más o menos similar al observado en otros años, identificándose las principales áreas de puesta en 3 zonas con claras diferencias hidrográficas: el sector uruguayo representado mayoritariamente por el estrato 1, frente al Río de la Plata en el estrato 2, y al sur de 37°S a lo largo de la isobata de 50 m en el estrato 3.

A diferencia de lo observado en otros años, no se registraron densidades abundantes de huevos en el sector sur del estrato 3, en el área del El Rincón (Pájaro *et al.*, 2008a; Pájaro *et al.*, 2008b). Durante la campaña, tampoco fueron abundantes en esta zona los adultos de anchoíta, y por este motivo no se verificó la habitual presencia de la flota comercial (Garciaarena, 2008). De todas maneras, Pájaro *et al.* (2008b), considerando las densidades de huevos de anchoíta registradas en el período 1993-2006, destacan la zona próxima al estuario de El Rincón como una de las principales áreas de desove de la población bonaerense.

El Río de la Plata representa un ambiente estuarino donde la salinidad delimita la zona frontal (Acha *et al.*, 2004; Martos *et al.*, 2005), dependiendo el área de desove de la intensidad de descarga del río. En años con un caudal elevado, la zona de puesta se encuentra más alejada de la boca del Río de la Plata, especialmente en la parte sur. Por el contrario, en años con un caudal menor al promedio, se han encontrado huevos bien adentro de la boca del río (Pájaro *et al.*, 2008b). En la zona al sur de 37°S, un frente térmico que se extiende a lo largo de la isobata de 50 m (Lucas, *et al.*, 2005) parece ser importante para el desove de anchoíta, ya que en los años en que se ha detectado su presencia, próxima a la isobata de 50 m, los valores más elevados de densidad de huevos han coincidido con la

posición de dicho frente (Pájaro *et al.*, 2008b). Aún no se ha terminado de procesar la información oceanográfica obtenida en la campaña, pero es probable que este año ocurra una situación similar.

Después de la frecuencia de puesta, la producción de huevos (P_0) es el parámetro que presenta mayores dificultades para una estimación precisa. Hunter y Lo (1997) han propuesto distintas alternativas para disminuir el error asociado al P_0 , las cuales incluyen realizar muestreos adaptativos cuando la distribución de los huevos es altamente contagiosa, emplear técnicas geostadísticas, o incorporar las larvas embrionarias a la curva edad-densidad con el objeto de mejorar la precisión de la tasa Z . De todas maneras, muchas veces la preocupación principal es reducir los costos operativos de la campaña, y esto casi siempre implica sacrificios en la precisión o la exactitud de los parámetros involucrados en los cálculos de biomasa.

Las estimaciones de P_0 , ya sea que se considerase la mortalidad natural (Z) constante o se le permitiese variar de forma aleatoria, fueron similares. Lógicamente, los CV de P_0 con Z aleatoria fueron ligeramente mayores, dado que esta variabilidad fue incorporada en el cálculo. De igual manera, las distribuciones de P_0 en cada uno de los estratos y para cada metodología fueron prácticamente similares y próximas a la distribución normal. La mayor producción inicial de huevos se estimó en el estrato 3; como en 2006 aunque con menores diferencias respecto de los dos restantes estratos. Los CV de P_0 , que en 2006 variaron entre 21 y 49% (Pájaro *et al.*, 2008a), en 2008 lo hicieron sólo entre 13 y 21%. Esta diferencia se debió a los más altos valores de P_0 obtenidos en 2006, los cuales fluctuaron entre 4.800 y 8.300 huevos*10m⁻² (Pájaro *et al.*, 2008a), en comparación con una variación entre 3.800 y 4.100 huevos*10m⁻² en 2008.

La estimación de biomasa reproductiva (BR) de la población bonaerense por remuestreo, resultó aproximadamente 700 mil toneladas superior que la obtenida por el método tradicional, con un CV de 36-38%, según el modelo utilizado. En la mayoría de las estimaciones realizadas previamente, el estrato 3 se destacó por ser el que más aportó a la biomasa total. Esto se debe generalmente al alto valor de P_0 y a la extensa área de puesta de ese estrato. A diferencia de años anteriores, en 2008 el estrato 2 presentó una biomasa similar a la del estrato 3, y ambos fueron los de mayor biomasa (alrededor de 1 millón de toneladas cada uno) cuando se aplicó la estimación por remuestreo (Tabla 3), pese a que el área considerada en el estrato 2 fue un 50% menor del estrato 3.

Garciarena (2008) presentó la estimación de la biomasa total de anchoíta para el *stock* bonaerense en la primavera de 2008, mediante la aplicación del Método Acústico. La misma resultó en una biomasa total de 3,04 millones de toneladas, valor cercano a la estimada por el MPDH. Si bien ambas estimaciones son similares, debe considerarse que el MPDH no contempla la fracción de juveniles. Cabe señalar también que la BR del *stock* bonaerense estimada en la primavera de 2008 por el MPDH se halla dentro de los valores históricos normales calculados para dicha población (Pájaro *et al.*, 2006, Hansen *et al.*, 2007).

Como hemos señalado anteriormente, uno de los parámetros reproductivos que mayor varianza aporta a la estimación de la biomasa mediante el MPDH fue la frecuencia reproductiva. Entre las distintas opciones posibles para disminuir el sesgo asociado a S , la mejor sería incrementar el número de lances realizados dentro de cada estrato. Al respecto, Hunter y Lo (1997) señalaron que para estimar de manera precisa S se requeriría de 50 o más lances al azar, en los que se analizaran al menos 20-25 individuos por lance. Si bien tal número de lances representa un alto costo económico adicional para la realización del

crucero de evaluación acústica y MPDH, en las últimas campañas de anchoíta se ha intentado, con éxito, incrementar el número de lances de pesca con el objetivo de mejorar las estimaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Acha, E.M.; Mianzan, H.W.; Guerrero, R.A.; Favero, M. & Bava, J. 2004. Marine fronts at the continental shelves of austral South America. Physical and ecological processes. *Journal of Marine Systems*, 44: 83-105.
- Armstrong, M.; Shelton, P.; Hampton, I.; Jolly, G. & Melo, Y. 1988. Egg production estimates of anchovy biomass in the southern Benguela system. *California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations Reports*, 29: 137-157.
- Ayón, P. & Buitrón, B. 1997. Estimación de la biomasa desovante del stock norte centro de la anchoveta por el método de producción de huevos durante el invierno 1996. *Boletín del Instituto del Mar del Perú*, 123: 13-19.
- Bindman, A.G. 1986. The 1985 spawning biomass of the northern anchovy. *California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations Reports*, 27: 16-24.
- Blaxter, J.H.S. & Hunter, J.R. 1982. The biology of clupeoid fishes. *Advances in Marine Biology*, 20: 1-223.
- Brandhorst, W.; Castello, J.P.; Cousseau, M.B. & Capezzani, D.A. 1974. Evaluación de los recursos de anchoíta (*Engraulis anchoita*) frente a Argentina y Uruguay. VIII. Desove, crecimiento, mortalidad y estructura de la población. *Physis (Bs. As.)*, Secc. A, 33(86): 37-58.
- Bullman, C.M.; Koslow, J.A. & Haskard, K.A. 1999. Estimation of the spawning stock biomass of blue grenadier (*Macruronus novaezelandiae*) off western Tasmania based upon the annual egg production method. *Marine and Freshwater Research*, 50(3): 197-207.
- Ciechowski, J.D.de & Sánchez, R.P. 1984. Field estimates of embryonic mortality of Southwest Atlantic anchovy (*Engraulis anchoita*). *Meeresforschung*, 30: 172-187.
- Efron, B. 1979. Bootstrap methods: another look at the jackknife. *Annals of Statistics*, 7: 1-26.
- García, A.; Pérez, N.; Lo, N.C.H.; Lago de Lanzos, A. & Sola, A. 1992. The egg production method applied to the spawning biomass estimation of sardine, *Sardina pilchardus* (Walb.), on the north Atlantic Spanish coast. *Boletín del Instituto Español de Oceanografía*, 8(1): 123-128.
- Garciarena, A. D. 2008. Evaluación del stock bonaerense de anchoíta en la primavera de 2008. "OB-02/08". Informe de Campaña N°21/08, 31 pp.
- Hansen, J.E.; Cousseau, M.B. & Gru, D.L. 1984. Características poblacionales de la anchoíta (*Engraulis anchoita*) del Mar Argentino. Parte I. El largo medio al primer año de vida, crecimiento y mortalidad. *Revista del Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP)*, 4: 21-48.
- Hansen, J.E.; Garcarena, A.D. & Buratti, C.C. 2007. Evolución entre los años 1990 y 2006 de la población de anchoíta (*Engraulis anchoita*) al norte de 41°S, y estimación de una captura biológicamente aceptable durante el año 2007. INIDEP Informe Técnico N°53/07, 23 pp.
- Hunter, J.R. & Goldberg, S.R. 1980. Spawning incidence and batch fecundity in northern anchovy, *Engraulis mordax*. *Fishery Bulletin U.S.*, 77: 641-652.
- Hunter, J.R. & Lo, N.C.H. 1997. The daily egg production method of biomass estimation: some problems and potential improvements. *Oceanografía*, 2: 41-69.
- Hunter, J.R.; Lo, N.C.H. & Leong, R.J.H. 1985. Batch fecundity in multiple spawning fishes. In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy (*Engraulis mordax*), (Lasker, R., ed.), La Jolla, U.S. Department of Commerce, NOAA Technical Report NMFS.
- Hunter, J.R. & Macewicz, B.J. 1980. Sexual maturity, batch fecundity, spawning frequency, and temporal pattern of spawning for the northern anchovy, *Engraulis mordax*, during the 1979 spawning season. *California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations Reports*, 21: 139-149.

- Leong, R. 1971. Induced spawning of the northern anchovy, *Engraulis mordax* Girard. *Fishery Bulletin U.S.*, 69: 357-360.
- Lo, N.C.H.; Hunter, J.R. & Charter, R. 2001. Use of a continuous egg sampler for ichthyoplankton surveys: application to the estimation of daily egg production of Pacific sardine (*Sardinops sagax*) off California. *Fishery Bulletin*, 99: 554-571.
- Lucas, A.J.; Guerrero, R.A.; Mianzán, H.W.; Acha, E.M. & Lasta, C.A. 2005. Coastal oceanographic regimes of the Northern Anchovy Continental Shelf (34-43°S). *Estuarine, Coastal and Shelf Science*, 65(3): 405-420.
- Martos, P.; Hansen, J.E.; Negri, R.M. & Madirolas, A. 2005. Factores oceanográficos relacionados con la abundancia relativa de anchoíta sobre la plataforma bonaerense (34°S-41°S) durante la primavera. *Revista de Investigación y Desarrollo Pesquero*, 17: 5-33.
- Moser, H.G. 1967. Seasonal histological changes in the gonads of *Sebastes paucispinis*, an ovoviviparous teleost (Family Scorpaenidae). *Journal of Morphology*, 123: 329-354.
- Motos, L. 1994. Estimación de la biomasa desovante de la población de anchoa del Golfo de Vizcaya, *Engraulis encrasicolus*, a partir de su producción de huevos. Bases metodológicas y aplicación. Facultad de Ciencias, Departamento de Biología Animal y Genética, San Sebastián, 240 pp. Tesis de doctorado.
- Motos, L. 1997. Workshop "on improvements of DEPM techniques". (.), San Sebastián, Sociedad de Oceanografía de Gipuzkoa, 163 pp.
- Motos, L.; Santiago, J. & Uriarte, A. 1991. Assessment of spawning biomass of the Bay of Biscay anchovy population, *Engraulis encrasicolus* (L.) using the Daily Egg Production Method. ICES C.M. 1991/H:33, pp.
- Pájaro, M.; Hansen, J.E., Leonarduzzi, E. & Aubone, A. 2008a. Biomasa de los reproductores de anchoíta (*Engraulis anchoíta*) en el año 2006: estimaciones mediante el método de producción diaria de huevos y uso de la técnica de remuestreos. Informe Técnico Interno DNI INIDEP N° 15/08, 23 pp.
- Pájaro, M.; Macchi, G.J. & Leonarduzzi, E. 2006. Estimación de la biomasa reproductiva de anchoíta (*Engraulis anchoíta*) mediante la aplicación del Método de Producción Diaria de Huevos. Informe Técnico Interno DNI INIDEP N° 05/06, 23 pp.
- Pájaro, M.; Macchi, G.J. & Sánchez, R.P. 1997. Fecundidad y frecuencia reproductiva de las poblaciones bonaerense y patagónica de la anchoíta argentina (*Engraulis anchoíta*). *Revista de Investigación y Desarrollo Pesquero*, 11: 19-38.
- Pájaro, M.; Martos, P.; Leonarduzzi, E.; Macchi, G.J.; Diaz, M.V. & Brown, D. 2008b. Estrategia de puesta de la anchoíta (*Engraulis anchoíta*) en el Mar Argentina y Zona Común de Pesca Argentino-uruguayo. Informe Técnico INIDEP N° 11/08, 14 pp.
- Parker, K. 1980. A direct method for estimating northern anchovy, *Engraulis mordax*, spawning biomass. *Fishery Bulletin U.S.*, 78: 541-544.
- Picquelle, S.J. & Stauffer, G. 1985. Parameter estimation for an egg production method of northern anchovy biomass assessment. In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy, *Engraulis mordax*, (Lasker, R., ed.), La Jolla, U.S. Department of Commerce, NOAA Tech. Rep. NMFS.
- Priede, I.G. & Watson, J.J. 1993. An evaluation of the Daily Egg Production Method for estimating biomass of Atlantic mackerel (*Scomber scombrus*). *Bulletin of Marine Science*, 53(2): 891-911.
- Ratti, M. 1986. Estudio comparativo de caracteres merísticos y morfométricos de la anchoíta (*Engraulis anchoíta*). *Revista del Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP)*, 5: 169-183.
- Sánchez, R.P. 1995. Patrones de distribución espacio-temporal de los estadios embrionarios y larvales de la anchoíta (*Engraulis anchoíta* Hubbs & Marini) a micro y macroescala, su relación con la supervivencia y el reclutamiento. Universidad Nacional de Buenos Aires, Buenos Aires, 672 pp. Tesis de doctorado.
- Sánchez, R.P.; Pájaro, M. & Macchi, G.J. 1996. The application of the Daily egg Production Method to the assessment of the SW atlantic anchovy, (*Engraulis anchoíta*), spawning biomass off Argentina. *International Council for the Exploration of the Sea*, CM 1996/h:29: 1-12 pp.+ 7 fig.

- Santander, H.; Alheit, J. & Smith, P.E. 1984. Estimación de la biomasa de la población desovante de anchoveta peruana *Engraulis ringens* en 1981 por aplicación del "Método de Producción de Huevos". *Boletín del Instituto del Mar del Perú*, 8(6): 209-250.
- Santiago, J. & Sanz, A. 1992. Egg production estimates of the Bay of Biscay anchovy, *Engraulis encrasicolus* (L.), spawning stock in 1987 and 1988. *Boletín del Instituto Español de Oceanografía*, 8(1): 225-230.
- Seber, G.A.F. 1973. The estimation of animal abundance and related parameters. New York, Hafner Press, 506 pp.
- Smith, P.E.; Flerx, W. & Hewitt, R. 1985. The CalCOFI Vertical Egg Tow (CalVET) Net. *In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy (*Engraulis mordax*)*, (Lasker, R., ed.), La Jolla, Southwest Fisheries Center.
- Stauffer, G.D. & Picquelle, S.J. 1980. Estimates of the 1980 spawning biomass of the central subpopulation of northern anchovy. NMFS, S.W. Fish. Cent. Adm. Rep. LJ-80-09, 41 pp.
- Zeldis, J.R. & Francis, R.I.C.C. 1998. A daily egg production method estimate of snapper biomass in Hauraki Gulf, New Zealand. *ICES Journal of Marine Science*, 55: 522-534.