

Revista de Investigación y Desarrollo Pesquero

Nº 4 - setiembre 1984

Director: Dr. Enrique E. Boschi

E R R A T A

REVISTA DE INVESTIGACION Y DESARROLLO PESQUERO N° 4

PAG./COL./REGLON/FIG.			DONDE DICE	DEBE DECIR
10	2	26	pedido	podido
16	2	13	Grntved	Grøntved
16	2	34	tarcera	tercera
19	2	35	Porocentrum	Prorocentrum
20	2	30	Stuttgart	Stuttgart
20	2	32	Prorocentrum	Prorocentrum
65		1	Tn/Mn ²	t/Mn ²
69		3	Tn/Mn ²	t/Mn ²
71		5	Tn/Mn ²	t/Mn ²
109	2	1/2	9/150 = 0,06 ng/g	9/150 = 0,06 ng/mg

CONTRATAPA REGLON

"	3	Axselman	Akselman
"	17	conginaris	longinaris
"	18	Pendeidae	Penaeidae
"	20	lahille	Lahille

En el pie de página de las Págs. 21,49,63,81,93 y 103 del inicio de cada trabajo, donde dice Revista del Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero debe decir Rev. Invest. Des. Pesq. -

Estimación de la biomasa de adultos desovantes de la anchoíta (*Engraulis anchoita*) en el área costera bonaerense durante la primavera de 1981 y análisis comparativo de los recuentos de ictio-plancton con redes de diferentes mallas

POR RAMIRO P. SÁNCHEZ * Y JUANA D. DE CIECHOMSKI **

SUMMARY

Assessment of the biomass of adult spawners of the anchovy (*Engraulis anchoita*) in the coastal region off Buenos Aires province in spring, 1981 and comparative analysis of the counts of ichthyoplankton collected with different mesh sizes

A bongo sampler fitted with nets of two different mesh sizes, 330 and 505 μ , was used to collect 137 ichthyoplankton samples in the coastal areas off Buenos Aires Province in October, 1981.

The efficiency of the two meshes for catching anchovy eggs and larvae and total ichthyoplankton was examined. The statistical analysis of the samples shows that there are no significant differences between the numbers of anchovy and total eggs collected by the different meshes. As regards anchovy and total larvae the finer mesh showed a significantly higher catching efficiency.

Over a total of 134 positive samples, 118 contained anchovy eggs. In 66 of these samples, anchovy eggs were highly predominant (over 80 %) in relation to general ichthyoplankton. Samples with no anchovy eggs were associated with lower salinities (up to 26 ‰) and in many cases with the presence of *Brevoortia aurea* eggs.

The mean abundance of anchovy eggs, assuming a log — normal distribution of the variable, number of eggs under 10 m² sea surface/positive station, was 5271.5 (— 13 %, + 15 %; P = 95 %). Coastal spawning of the species covered an area of 96277.8 km² and its peak extended to 46 days. The number of days required for the eggs to develop from spawning to hatching at the average temperature of the 10 - meter level during the cruise was 3.6 days. Therefore, the mean daily production of anchovy eggs in the area was 146.4 eggs/m² per day and the total seasonal egg abundance in the area was found to be 6.4851×10^{14} .

Considering a mean relative fecundity of 600 eggs/g and a 1:1 sex ratio an adult spawner biomass of 2,161,707.4 tons was estimated. Confidence limits of this estimate (P = 95 %) are 1,880,685.4 and 2,485,936.5 tons. It is pointed out that this assessment corresponds to only a part of the total stock of the anchovy, namely that spawning in the area extending from the shore to the 50 - meter depth contour and from 40°49'S to 35°03'S. The results of this partial estimate do not suggest that a major revision of the total assessment of the complete stock is necessary.

* Investigador del INIDEP y de la Universidad Nacional de Mar del Plata.

** Investigadora del INIDEP y CONICET.

INTRODUCCION

La idea original de que la abundancia de los peces marinos podía ser estimada a partir del análisis cuantitativo de sus desoves debe atribuirse a Hensen, quien en 1895 organizó una expedición al Mar del Norte cuyo objetivo era evaluar la totalidad de los efectivos pesqueros en el área, a partir del recuento de sus huevos en el plancton. Este primer intento fracasó por ser, sin duda, demasiado avanzado para los conocimientos de su época, ya que el método propuesto por Hensen implica conocer la morfología de los huevos de las distintas especies que desovan en el área, la variación espacio-temporal de la intensidad de los desoves, la velocidad del desarrollo embrional a diferentes temperaturas, la fecundidad de las hembras maduras y la proporción de sexos de los adultos en reproducción. Si además, se conoce la relación fecundidad-peso, es posible obtener una estimación de la biomasa de los efectivos desovantes.

Debió transcurrir casi medio siglo para que el método pudiera ser puesto en práctica en forma efectiva. Durante ese lapso se había acumulado suficiente información como para permitir que Sette y Ahlstrom (1948) estimaran la abundancia de huevos de la sardina de California. En forma análoga fue posible calcular la intensidad de los desoves y la biomasa de desovantes del bacalao de las islas Faroe (Saville, 1956), de la sardina del Canal de la Mancha (Cushing, 1957) de un lenguado del Mar del Norte (Simpson, 1959), de la sardina del Japón (Nakay y Hattori, 1962; Tanaka, 1955 a y b, 1974), etc.

En la actualidad el método es internacionalmente utilizado para evaluar, por ejemplo, los efectivos desovantes de la polaca del Mar del Norte (Coombs, 1979), de la caballa del Atlántico Noroccidental y Nororiental (Berrien *et al.*, 1981; Lockwood *et al.* 1981, respectivamente) de la anchoíta del Adriático (Piccinetti, *et al.*, 1979, 1980), de la anchoveta del Perú (Santander *et al.*, 1982) y de la anchoíta del Pacífico frente a California (Parker, 1980; Stauffer y

Parker, 1980, Stauffer y Picquelle, 1981, Smith, com. pers.). En la Argentina el método fue utilizado para la evaluación de los efectivos desovantes de anchoíta y merluza por Ciechomski y Capezzani (1973), Ciechomski *et al.*, (1979, a y b) y Ciechomski *et al.* (1983), presentándose en este último trabajo un análisis detallado de diferentes aspectos metodológicos relacionados con la evaluación de efectivos pesqueros a partir de recuentos de huevos y larvas del plancton.

Es importante destacar que a pesar de las exigencias metodológicas y consecuentemente los costos que la técnica implica, ésta presenta una serie de ventajas que la hacen sumamente adecuada para detectar cambios relativos en el tamaño de las poblaciones pesqueras (Tanaka, 1974; Zweifel, 1973). Como ha sido señalado por Ulltang (1977) en ningún otro punto de la ontogenia es posible capturar tal variedad y abundancia de especies mediante un mismo arte. Por otra parte, el método prevé una estimación absoluta de los efectivos adultos de peces que es independiente de las capturas, siendo especialmente conveniente para aquellos casos en que el área de distribución de las especies se extiende más allá de las de su explotación pesquera, o para aquellas especies que no son objeto de explotación comercial. Asimismo se lo utiliza para monitorear la recuperación de stocks pesqueros que han sido sometidos a régimen de veda y cuya pesca comercial está prohibida, tal el caso del arenque del Mar del Norte (Saville, 1981), o como punto de partida para desarrollar el análisis de cohortes cuando los datos de capturas son insuficientes, como ocurre con la caballa del Atlántico Nororiental (Lockwood *et al.*, *op. cit.*, Anón., 1981).

En el presente trabajo, el método que nos ocupa es utilizado para realizar una estimación de la biomasa de adultos desovantes de anchoíta en el área costera bonaerense, presentándose asimismo un análisis de la selectividad de las mallas de 330 y 505 micrones para la captura de huevos y larvas de la especie, e ictioplancton general.

MATERIAL Y METODOS

La estimación de los efectivos desovantes proviene del análisis de 137 muestras de ictioplancton recolectadas durante la campaña costera (C-14/81) llevada a cabo desde el 03/10 al 01/11/81, entre latitudes de 35°03' y 40°49' S y longitudes de 54°01' y 62°05' W (Fig. 1).

Las muestras fueron recolectadas mediante una red Bongo con mallas de 330 y 550 micrones. Para la operación de la maniobra de recolección del ictioplancton y la estandarización de los datos se adoptaron los mismos criterios seguidos en anteriores evaluaciones (Ciechomski *et al.*, 1979 a y b; Ciechomski *et al.*, 1983). En la tabla 1 se detalla la ubicación de las estaciones, con las respectivas temperaturas del agua de mar a 10 m de profundidad y sus densidades de huevos y larvas.

Los datos provenientes de los recuentos del ictioplancton fueron normalizados según la transformación

$$y = \ln x$$

en la que x es el número de huevos o larvas por 10 m² de superficie recolectados en cada estación. La necesidad de utilizar transformaciones normalizadoras de los datos resultantes de los recuentos de huevos y larvas de anchoíta en el plancton, así como también el análisis de la metodología seguida y la comparación con modelos alternativos ha sido considerada en los trabajos de Ciechomski *et al.* (1983) y Sánchez (MS). En el presente trabajo la transformación tiene como objeto no sólo obtener los parámetros poblacionales que permitirán el cálculo de la abundancia, con sus límites de confianza, sino también adecuar los datos para la aplicación de tests estadísticos cuyo empleo está limitado a aquellas variables que presentan distribución normal.

Siguiendo los criterios de Silliman (1946) para asegurar la comparabilidad de los datos, se descartó todo recuento proveniente de estaciones en los que la red no operó correctamente. Además, para el cálculo de la densidad pobla-

cional no fueron tenidas en cuenta aquellas estaciones que presentaban una densidad menor de 5 huevos/10m² para reducir la variabilidad asociada exclusivamente con los números bajos.

La variabilidad cuantitativa de los huevos y larvas de anchoíta y totales asociada con las diferentes mallas de la red Bongo fue analizada mediante un test de F para homocedasticidad, tests de t para diferencia entre medias y para comparaciones emparejadas y test de Wilcoxon de signos ordenados.

Para el cálculo de la variabilidad asociada a cada muestra se efectuó un análisis de varianza de bloques aleatorizados ($a=2$) a fin de estimar los distintos componentes de la varianza total. Siguiendo el criterio de Cushing (*op. cit.*) adoptado también por Harding y Talbot (1973) la varianza residual fue utilizada en el cálculo de los límites de confianza de la media poblacional.

Considerando la totalidad del área como un único universo muestral, es posible calcular la biomasa de adultos desovantes, según la fórmula:

$$B = \frac{Ps \cdot \bar{N} \cdot A \cdot D}{t \cdot Fr}$$

en la que B es la biomasa de adultos desovantes expresada en toneladas métricas, Ps es la proporción de sexos en las capturas provenientes del área de desove; \bar{N} es la densidad promedio, expresada en número de huevos por 10 m² de superficie; A es la extensión del área de desove; D es la duración del período de desove intensivo; t es la duración del período embrionario a la temperatura promedio del agua en el área; y Fr es la fecundidad relativa media, expresada en número de huevos por gramo de peso de la hembra.

La proporción de sexos fue considerada 1 : 1. Como límite del área de desove costero se tomó a la isobata de 50 m. Para la fijación de la duración del período de desove intensivo se han tenido en cuenta los trabajos previos de Ciechomski (1968, 1969, 1970, 1971) y Ciechomski *et al.*,

(1977 a) y los resultados de la campaña pelágica realizada en el mes de noviembre, H-07/81 (Sánchez, MS). La duración del período embrionario fue estimada a partir de experiencias de fecundación artificial y desarrollo bajo condiciones experimentales controladas en el acuario del BIP "Dr. Eduardo L. Holmberg" (Ciechowski y Sánchez, datos no publicados), considerándose como temperatura promedio del agua en el área, la de 10 m de profundidad. La fecundidad relativa media fue tomada de Ciechowski y Weiss (1973).

RESULTADOS

La tabla 1, en la que se presentan los datos correspondientes a la ubicación espacio-temporal de las estaciones y las densidades del ictioplancton presente en las mismas, pone en evidencia la importancia tanto absoluta como relativa de los desoves de la anchoíta en el área y época consideradas.

Sobre un total de 134 muestras de ictioplancton positivas, 118 presentaron huevos de anchoíta, en 66 de las cuales la relación entre ellos y el total de huevos excede el 80 %.

De las 9 estaciones en las que no se recolectaron huevos de anchoíta, 7 (Números 106, 107, 108, 123, 124, 167 y 168) están localizadas en áreas influenciadas por la desembocadura del Río de la Plata (Tabla 1 y Fig. 1), presentando valores de salinidad que van desde 14,28 ‰ a 26,46 ‰. Cabe destacar que Ciechowski (1967) determinó en forma experimental que el límite de salinidad que permite un desarrollo embrionario normal a la especie es de 25 ‰.

Es interesante mencionar que en 5 de estas estaciones, aquellas localizadas en la boca del Río de la Plata y la bahía Samborombón, se recolectaron densidades importantes de huevos de otro Clupeiforme, *Brevoortia aurea*, llegando en la estación 124 a 5764 h/10 m². El marcado gradiente de salinidad en la zona de mezcla de las aguas oceánicas con las del Río de la Plata, está asociado a una intensa heterogeneidad es-

pacial de la distribución de huevos de anchoíta, observándose en una distancia de 15 millas náuticas que los recuentos varían de 1 huevo/10 m² a 26.212 huevos/10 m².

Con el objeto de estudiar la eficiencia de las mallas de 330 y 505 micrones para la captura de huevos y larvas de anchoíta e ictioplancton en general, se compararon las medias y varianzas de los datos provenientes de estaciones positivas transformados logarítmicamente. En ningún caso (ver tabla 2) se observaron diferencias significativas en los F_{α} y t_{α} calculados para los tests de homogeneidad de varianzas y de diferencias entre dos medias respectivamente.

Si en cambio calculamos, para cada uno de los ítems considerados, las diferencias entre las capturas realizadas en cada estación por cada una de las redes, y aplicamos un test de t para comparaciones emparejadas, se obtienen diferencias altamente significativas ($\alpha < 0,01$) entre las capturas de larvas de anchoíta y de larvas totales provenientes de las distintas mallas. No se observaron en cambio diferencias significativas entre los huevos de anchoíta y totales retenidos por cada una de las mallas.

Teniendo en cuenta que en gran parte de las estaciones el número de larvas recolectado es bajo o cero, se consideró como alternativa para la comparación entre las mallas la utilización del test de signos ordenados de Wilcoxon. Se trata de un test no paramétrico que si bien es menos eficaz que el test de t para comparaciones emparejadas, presenta la ventaja de trabajar directamente con la distribución de los datos, sin necesidad de transformación alguna. De esta manera pueden incluirse la totalidad de las muestras, aun las que no presentan larvas, ya que su hipótesis nula no está relacionada con parámetros específicos, ni exige que los datos provengan de una población con una distribución determinada. La aplicación del test de Wilcoxon confirmó los resultados del test paramétrico, es decir, diferencias significativas entre las capturas de larvas, tanto de anchoíta como totales, y ausencia de dichas diferencias para los recuentos de huevos.

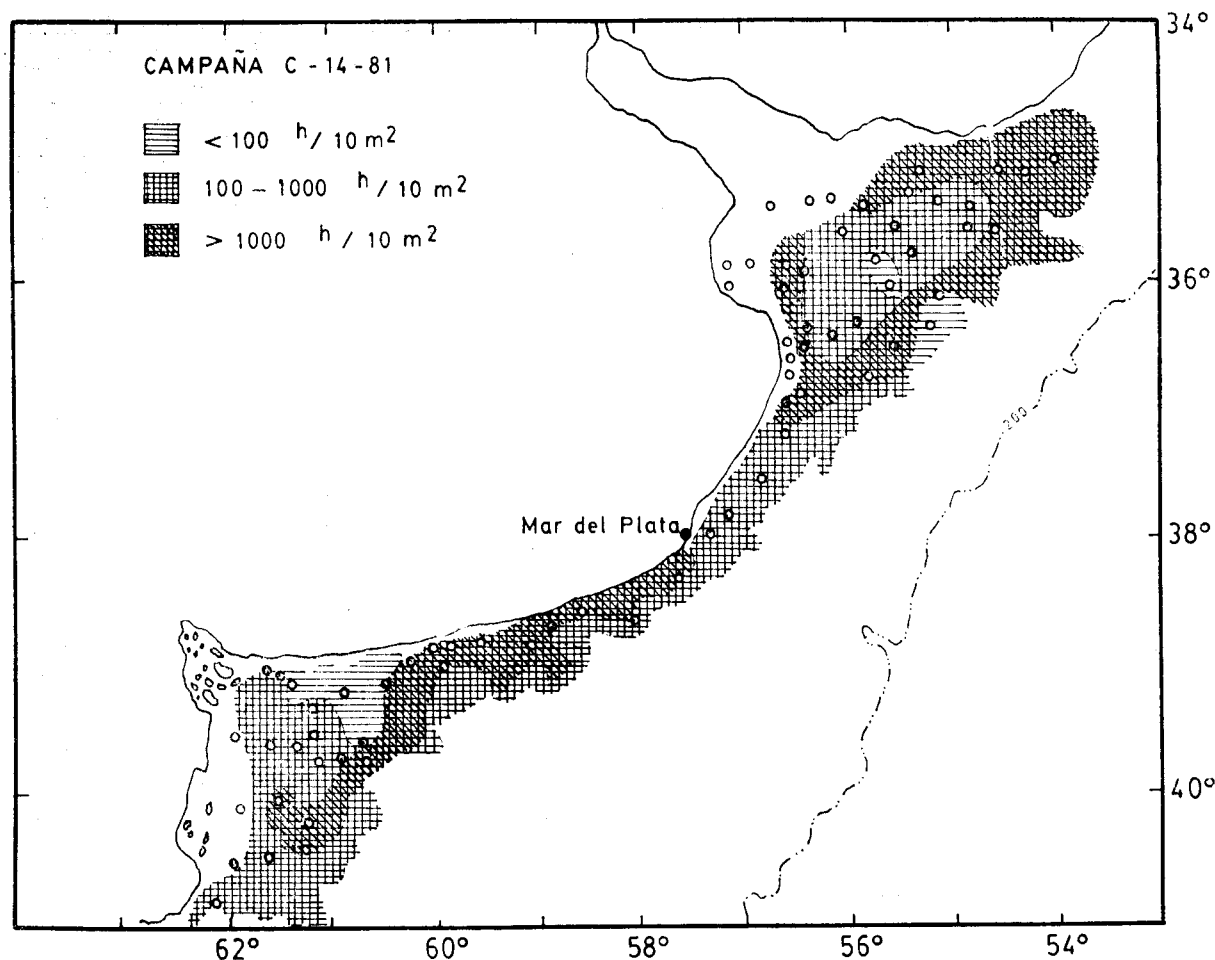


Figura 1: Distribución de huevos de anchoíta en octubre, 1981.

Sobre la base de estos resultados, se elaboró el mapa de la figura 1 asignando a cada estación la media geométrica de los datos no transformados, correspondientes a cada malla.

La estimación de la densidad promedio de la población de huevos de anchoíta en el área se basa en los estadísticos que surgen de la transformación logarítmica (Finney, 1941). El valor de las varianzas totales, así como los de sus componentes constitutivos, surge del análisis de varianza para bloques aleatorizados que se presenta en la tabla 3.

El examen de los resultados de este análisis pone en evidencia que en todos los casos el aporte más importante a la suma de cuadrados totales

corresponde a la varianza "entre estaciones". Esto se debe a la existencia de diferencias espacio-temporales en las concentraciones de huevos y larvas las que se pueden denominar diferencias reales para distinguirlas de la variabilidad asociada al muestreo. La comparación de la varianza "entre estaciones" con la residual arroja en todos los casos diferencias altamente significativas, confirmando, en lo que se refiere a huevos de anchoíta, la evidente heterogeneidad espacial que se observa en la figura 1. Estos resultados explican asimismo el hecho de que el test de t para diferencia entre dos medias arrojara en todos los casos diferencias no significativas, ya que al ser tan marcadas las diferen-

cias reales entre estaciones, quedan enmascaradas las diferencias que se producen en cada estación debidas a la distinta capturabilidad de las mallas.

Los valores de la varianza "entre mallas" confirman los resultados del test de t para comparaciones emparejadas, ya que $F_s = t_s^2$. De la relación entre las varianzas "entre mallas" con sus respectivas residuales, surgen cocientes altamente significativos para larvas de anchoíta y total de larvas.

Los estadísticos obtenidos permiten calcular la densidad promedio de huevos de anchoíta en el área. Siendo $x = 6,67$, s^2 total = 3,8698, s^2 resid. = 0,2643 y $N = 55$, la abundancia media con sus límites de confianza para $P = 95\%$ resulta de 5271,53 huevos/10 m² (-13%, +15%).

Considerando que la extensión del área de desove costero bonaerense de la especie es de 96.277,8 km² y que el período de desove intensivo puede extenderse a 46 días y dado que la temperatura promedio en aguas de 10 m de profundidad fue de 12,96°C, lo que implica que el desarrollo embrionario de la especie como promedio duró 3,6 días, puede calcularse una producción diaria de huevos de anchoíta en la zona de 146,4 huevos/m², y una abundancia estacional total de 6,4851 x 10¹⁴ huevos.

Dado que cada hembra pone como promedio 600 huevos por gramo de su peso corporal y asumiendo una proporción de sexos 1:1, puede estimarse que la biomasa de adultos desovantes de la anchoíta en el área costera bonaerense alcanzó en la primavera de 1981 las 2.161.707,4 t con un intervalo de confianza cuyos límites para $P = 95\%$ son: 1.880.685,4 t - 2.485.936,5 t.

DISCUSION Y CONCLUSIONES

Las estimaciones de la abundancia de huevos planctónicos, especialmente de especies pelágicas, realizadas periódicamente, proveen no sólo información sobre la evolución de los stocks reproductivos año tras año, sino que también,

cuando se las relaciona con los censos de larvas, post-larvas y juveniles resultantes de dichos desoves, permiten obtener información acerca de la mortalidad natural, cuyos efectos son particularmente marcados durante estos estadios iniciales del desarrollo al punto de condicionar el destino de las sucesivas clases anuales.

Por otra parte es fundamental relacionar estas evaluaciones de los stocks reproductivos con estimaciones del reclutamiento, ya sea que éstas provengan de censos de juveniles de la clase 0 o que surjan como resultado del análisis de cohortes, de modo de poder interpretar la compleja relación entre reproductores y correspondientes reclutas, indispensable para la realización de pronósticos pesqueros.

Dado el carácter rutinario que deben adquirir estos estudios, es importante que se abrevie, en la medida de lo posible, el tiempo dedicado a la separación de las muestras. Dicenta *et al.*, (1976) mencionan que el tiempo necesario para el tratamiento de las muestras recogidas con la malla de 330 micrones es del orden de seis a siete veces mayor que el de las muestras recogidas con malla de 505 micrones; Ahlstrom *et al.*, (1973) encontraron que esa diferencia llega a ser hasta 10 veces mayor para la malla más fina.

Es por ello fundamental trabajar con redes cuyas mallas retengan solamente a aquellos organismos de igual o mayor tamaño que la de los huevos y larvas de las especies que nos interesa censar. El caso de los huevos de la familia Engraulidae es en este sentido particular, porque a diferencia de la mayoría de los huevos planctónicos, no son esféricos sino elipsoides prolatos, debiendo tenerse en cuenta, en la elección de la malla, el valor de su eje menor.

La bibliografía internacional hace referencias a una serie de ensayos destinados a determinar el tamaño mínimo que deben presentar los organismos para poder ser retenidos por las mallas de distintos tamaños. Bernhard *et al.* (1973), trabajando con mallas que iban de 21 a 200 micrones, determinaron que el poro de la malla es aproximadamente igual a las $\frac{3}{4}$ partes del

tamaño mínimo que deben presentar los organismos para ser retenidos. Si esta relación es aplicable a mallas como las utilizadas en el presente trabajo, se puede concluir que el tamaño mínimo que deben presentar los organismos para ser retenidos por la malla de 505 micrones es de 673 micrones.

Sobre la base de experimentos en laboratorio y observaciones en el mar, Saville (1958) y Smith *et al.* (1968) concluyeron que para que un organismo fuera retenido por una malla dada, el diámetro máximo de su sección transversal debía ser mayor que la diagonal de la malla. Para el caso de que ésta presente 505 micrones, la regla de la diagonal indica que los organismos para ser completamente retenidos deberán presentar como mínimo un diámetro de su sección transversal no menor de 714 micrones.

A fin de poder comparar los resultados presentados en este trabajo con los obtenidos por otros autores, nos limitamos a seleccionar de la profusa bibliografía internacional sobre selectividad y eficiencia de diversas redes de plancton a aquellos trabajos en los que se han utilizado redes Bongo provistas con mallas de 330 y 505 micrones. Debe además tenerse en cuenta las a veces notables variaciones en el tamaño de los organismos del ictioplancton, aún en especies muy estrechamente relacionadas, y las diferencias regionales y estacionales dentro de la misma especie.

Los resultados obtenidos indican que es suficiente, para las estimaciones anuales de la intensidad de desove y las correspondientes evaluaciones de la biomasa de los adultos en reproducción, utilizar las muestras obtenidas con la malla de 505 micrones. En sentido estricto estos resultados son aplicables a los desoves primaverales de la especie desde los 35°S hacia el sur.

Resultados análogos se obtienen para el total de huevos, lo que se explica por una parte considerando la gran incidencia que en la época y el área explorada tienen los huevos de anchoíta (ver porcentajes en la tabla 1), y además por el hecho de que la gran mayoría de los huevos

que no son de anchoíta son esféricos, con diámetros mayores que el eje menor del elipsoide prolato que caracteriza al huevo de esta especie.

En lo referente a larvas, tanto de anchoíta como totales, se evidencia que la red de 505 micrones no es adecuada para su recolección. Dado el número relativamente bajo de larvas, en especial vitelinas, recogidas por la red de 330 micrones, se ha realizado en la presente temporada reproductiva un ejercicio similar utilizando redes Bongo con mallas de 330 y 200 micrones, cuyos resultados aparecerán publicados oportunamente.

Los resultados obtenidos en este trabajo parecen indicar que la regla de la diagonal resulta demasiado conservadora, ajustándose más al criterio de Bernhard *et al.* (*op. cit.*). De acuerdo con Ciechowski (1973), las dimensiones del eje menor de los huevos de anchoíta en el área y época consideradas oscila en sus valores promedios entre 678 y 698,5 micrones, quedando siempre por encima del límite fijado por dichos autores.

Matsuura y Nakatani (1980) encuentran diferencias altamente significativas entre el número de huevos de *E. anchoíta* y el número de larvas capturadas por las dos mallas. Concluyen, además, en base al análisis de las frecuencias de tallas de los organismos recolectados, que la malla de 505 micrones no es adecuada para realizar muestreos cuantitativos de huevos de anchoíta u otros peces cuyos diámetros sean menores de 680 micrones. Debe mencionarse que el material analizado por estos autores corresponde a latitudes entre 24°06'S y 24°44'S, también durante la época de reproducción estival, siendo el diámetro menor medio de los huevos de anchoíta recolectados de 580 micrones. Estos resultados parecen confirmar por una parte los del presente trabajo, ya que el límite inferior de capturabilidad parece adecuarse al tamaño de los huevos de anchoíta en el Mar Argentino, poniendo de manifiesto, por otra parte, la marcada variación regional durante la misma época del año.

Aldebert *et al.* (1975) y Dicenta *et al.* (*op. cit.*) realizaron una serie de ensayos comparativos estudiando la eficiencia de distintas redes para el ictioplancton. Las conclusiones, en lo que respecta a la red Bongo de 60 cm de boca, provista de mallas de 330 y 505 micrones, son similares en ambos trabajos: diferencias significativas para los huevos de la anchoa del Mediterráneo (*E. encrasicolus*), para las larvas de anchoa y de otros peces, pero no para huevos de otras especies. Cabe aclarar que, de acuerdo con Aldebert *et al.* (*op. cit.*), el diámetro menor de la anchoa del Mediterráneo apenas sobrepasa en promedio los 500 micrones, es decir, es casi un 30 % más pequeño que el diámetro menor promedio de la anchoíta en el Mar Argentino durante la temporada reproductiva primaveral. En lo que se refiere a la comparación de mallas de 250 y 330 micrones para la captura de ictioplancton en el Mediterráneo, tanto los mencionados autores como Regner (1981) indican que los rendimientos son parecidos, con una ligera diferencia en favor de la malla de 250 micrones.

En cuanto a la capacidad de la malla de 505 micrones para retener a las larvas de la anchoíta de California (*E. mordax*), Lenarz (1972) observó que la malla de 505 micrones retiene la mayoría si no todas las larvas de anchoíta, considerando que la regla de la diagonal es demasiado conservadora, ya que la altura del cuerpo de la larva tomada en el punto de inserción de la aleta pectoral es considerablemente menor que dicha diagonal. Debe destacarse que el tamaño del eje menor de los huevos de esta especie varía entre 650 y 820 micrones (Bolin, 1936), siendo por lo tanto mayores los huevos y consecuentemente las larvas que las de la anchoíta del Mar Argentino.

En el caso de las larvas que se originan de huevos de mayor tamaño, como por ejemplo las larvas de sardina y arenque, Saville y Mc Kay (1970) no encontraron diferencias significativas utilizando redes con mallas de 330 y 505 micrones; Colton *et al.* (1980), quienes analizaron las capturas de larvas de arenque, discriminadas por tallas, no hallaron diferencias signifi-

cativas entre ambas mallas para ninguna de las tallas consideradas. Es posible, entonces, que la malla de 505 micrones sea adecuada para el muestreo de larvas de especies tales como sardina fueguina, caballa, polaca, etcétera, cuyo tamaño es considerablemente mayor que el de la anchoíta.

En cuanto a la evaluación de la biomasa de adultos de anchoíta, es interesante comparar los resultados obtenidos con los de la última evaluación realizada mediante el mismo método en el año 1978 (Ciechowski *et al.*, 1979 y 1983). Para el desove intensivo de primavera entre los 36° y 42°30'S se calculó entonces una biomasa de adultos en reproducción de 3.327.660 toneladas (-26 % + 35 %). Debe tenerse en cuenta que en la evaluación correspondiente a la temporada de 1978 se cubrió un área de desove bastante más amplia que en el presente trabajo, alcanzando la misma, especialmente en la provincia de Buenos Aires, el talud continental, en oposición al carácter netamente costero de la presente estimación, por lo que la cifra actual de 2.161.704,4 toneladas para el año 1981 no parece resultar excesiva. Por otra parte, no se incluye en la presente estimación el importante stock de reproductores que desovan a fines de la primavera y principios del verano al sur de los 42°30'S.

A pesar del carácter parcial de la presente evaluación, sus resultados pueden utilizarse para detectar la existencia de cambios en la intensidad de los desoves. Comparando las densidades promedio de huevos de anchoíta en el área en 1978 (6.617,32 h/10 m²; -26 %, + 35 %) con las actuales (5.271,53 h/10 m²; -13 %, + 15 %), no parece haber razón para señalar cambios importantes en la actividad reproductiva de la especie, por lo que la evaluación para el stock total puede todavía considerarse válida.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento a las licenciadas Berta Feingold e Irina Izaguirre

por el cuidado puesto en la separación de parte del material utilizado para la elaboración de este trabajo.

BIBLIOGRAFIA

- AHLSTROM, E. H.; SHERMAN, K. y SMITH, P. E. 1973. Seagoing operations in ichthyoplankton surveys. *En: Fish egg and larval surveys (contributions to a manual)*. Hempel, G. (Ed.). FAO Fish. Tech. Pap., (122): 82 pp.
- ALDEBERT, Y.; DICENTA, A.; MARINARO, J. Y. y PICCINETTI, C. 1975. Engins de peche pour l'ichthyoplankton: essais comparatifs. *Rev. Trav. Inst. Peches Marit.*, 39 (3): 261-277.
- ANON. 1981. The western mackerel spawning stock estimate for 1980. ICES, CM 1981/H: 13 (mimeo).
- BERNHARD, M.; MOLLER, F.; NASSOGNE, A. y ZATTERA, A. 1973. Influence of pore size of plankton nets and towing speed on the sampling performance of two highspeed samplers (Delfino I and II) and its consequences for the assessment of plankton populations. *Marine Biology*, 20 (2): 109 - 136.
- BERRIEN, P. L.; NAPLIN, N. A. y PENNINGTON, M. R. 1981. Egg production and spawning population estimates for 1977 in the Gulf of Maine, Georges Bank and Middle Atlantic Bight. *Rapp. P. - v. Réun. Cons. int. Explor. Mer.*, 178: 279 - 288.
- BOLIN, R. 1936. Embryonic and early larval stages of the California anchovy *Engraulis mordax* Girard. *Calif. Fish and Game*, 22 (4): 314-332.
- CIECHOMSKI, J. D. de. 1967. Influence of some environmental factors on the embryonic development of the Argentine anchovy (*Engraulis anchoita*). *CalCOFI Rep.* 11: 67 - 71.
- 1968. Distribución y abundancia de los huevos y larvas de la anchoíta en la región bonaerense y norte patagónico. *Proy. Des. Pesq., Ser. Inf. Técn., Publ. 4: 7 pp.*
- 1969. Investigaciones sobre la distribución de huevos de anchoíta, frente a las costas argentinas, uruguayas y sur de Brasil. Resultados de nueve campañas oceanográficas. Agosto 1967 - julio 1968. *Proy. Des. Pesq. Ser. Inf. Técn., Publi. 14: 10 pp.*
- 1970. Distribución y abundancia de huevos de anchoíta en el plancton, frente a la Argentina, Uruguay y sur del Brasil. Resultados de 10 campañas oceanográficas, agosto 1968 - agosto 1969. *Proy. Des. Pesq. Ser. Inf. Técn. Public. 25: 10 pp.*
- 1971. Estudios sobre abundancia y distribución de huevos de anchoíta en el mar, frente a la Argentina y el Uruguay. Resultados de doce campañas oceanográficas. Setiembre 1969 - diciembre 1970. *Proy. Des. Pesq. Ser. Inf. Técn., Publ. 33: 20 pp.*
- 1973. The size of the eggs of the Argentine anchovy, *Engraulis anchoita* Hubbs & Marini in relation to the season of the year and to the area of spawning. *J. Fish Biol.*, 5: 393 - 398.
- , y CAPEZZANI, D. A. 1973. Studies on the evaluation of the spawning stocks of the Argentine anchovy, *Engraulis anchoita* on the basis of egg surveys. *Rapp. P. - v. Réun. Cons. int. Explor. Mer.*, 164: 293 - 301.
- , y WEISS, G. 1973. Desove y fecundidad de la anchoíta argentina (*Engraulis anchoita*) Hubbs y Marini, *Physis*, 32 (84): 137 - 153.
- , SÁNCHEZ, R. P.; EHRlich, M. D. y LASTA, C. A. 1979 a. Distribución de huevos y larvas de anchoíta (*Engraulis anchoita*) en el Mar Argentino en diferentes épocas del año y evaluación de sus efectivos de adultos desovantes. *Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq.*, 379; 15 pp.
- , LASTA, C. A.; SÁNCHEZ, R. P.; EHRlich, M. D. 1979 b. Distribución de huevos y larvas de merluza (*Merluccius hubbsi*) en el Mar Argentino en diferentes épocas del año y evaluación de sus efectivos de adultos desovantes. *Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq.*, 380: 11 pp.
- , SÁNCHEZ, R. P.; LASTA, C. A. y EHRlich, M. D. 1983. Distribución de huevos y larvas de anchoíta (*Engraulis anchoita*) y de merluza (*Merluccius hubbsi*); evaluación de sus efectivos desovantes y análisis de los métodos empleados. *Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq.*, 432.
- COLTON, J. B.; GREEN, J. R.; BYRON, R. R. y FRISSELLA, J. L. 1980. Bongo net retention rates as effected by towing speed and mesh size. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37: 606-623.
- COOMBS, S. H. 1979. An estimate of the spawning stock of blue whiting (*Micromesistius poulassou*) based on egg and larval data. ICES, CM 1979/H: 41 (mimeo).
- CUSHING, D. H. 1957. The number of pilchards in the Channel. *Fish Invest.*, Ser. 2, 21 (5): 27 pp.
- DICENTA, A.; ALDEBERT, Y. y PICCINETTI, C. 1976. Redes para el ictioplancton. Segunda serie de ensayos comparativos. *Bol. Inst. Espa. Océano*, 212: 27 pp.
- FINNEY, D. J. 1941. On the distribution of a variate whose logarithm is normally distributed. *J. R. Statist. Soc., Suppl. 7 (2): 155 - 161.*
- HARDING, D. y TALBOT, J. W. 1973. Recent studies on the egg and larvae of the plaice (*Pleuronectes platessa* L.) in the southern bight. *Rapp. P. - v. Réun. Cons. int. Explor. Mer.*, 164: 261 - 269.
- LENARZ, W. H. 1972. Mesh retention of larvae of *Sardinops caerulea* and *Engraulis mordax* by plankton nets. *Fish. Bull., U. S.*, 70 (3): 839 - 848.
- LOCKWOOD, S. J.; NICHOLS, J. H. y DAWSON, W. A. 1981. The estimation of a mackerel (*Scomber scombrus* L.) spawning stock size by plankton survey. *J. Plankton Res.*, 3 (2): 217-233.

- MATSUURA Y. y NAKATANI, K. 1980. Variability in quantity of zooplankton, fish eggs and larvae associated with two different mesh sizes in Bongo nets. *Atlántica* 4: 43 - 52.
- NAKAI, Z. y HATTORI, S. 1962. Quantitative distribution of eggs and larvae of the Japanese sardine by year 1949 through 1951. *Bull. Tokai reg. Fish. Res. Lab.*, 9: 23 - 60.
- PARKER, K. 1980. A direct method for estimating northern anchovy *Engraulis mordax* spawning biomass. *Fish Bull.*, U. S., 78 (2): 541 - 544.
- PICCINETTI, C.; SPECCHI, M. y REGNER, S. 1979. Evaluation du stock de l'anchois en mer Adriatique par methodes ichthyoplanctoniques. *Rapp. Comm. int. Mer Médit.*, 25/26 (10): 211-212.
- PICCINETTI, C.; PICCINETTI MANFRIN, G. y SPECCHI, M. 1980. Riproduzione dell'alice *Engraulis encrasicolus* L. in alto e medio Adriatico. *Mem. Biol. Marina e Oceanogr.*, Supp. X: 259 - 267.
- REGNER, S. 1981. The catching efficiency of four different plankton nets relative to ichthyoplankton objects. *Biljeske-notes*, N° 44: 5 pp.
- SÁNCHEZ, R. P. (MS). Estudios sobre la heterogeneidad espacio-temporal de los desoves y mortalidad natural embrionaria de la anchoíta.
- SANTANDER, H.; SMITH, P. E. y ALHEIT, J. 1982. Determinación del esfuerzo de muestreo requerido para el estimado de producción de huevos de anchoveta, *Engraulis ringens*, frente al Perú. *Bol. Inst. Mar Perú*, 7 (1): 1 - 18.
- SAVILLE, A. 1956. Eggs and larvae of haddock (*Gadus aeglefinus* L.) at Faroe. *Mar. Res.* 4: 27 pp.
- SAVILLE, A. 1958. Mesh selection of plankton nets. *J. Cons. Int. Explor. Mer.*, 23: 192 - 201.
- SAVILLE, A. 1981. The estimation of spawning stock size from fish egg and larval surveys. *Rapp. P. - v. Réun. Cons. int. Explor. Mer.*, 178: 268 - 278.
- SAVILLE, A. y MCKAY, D. W. 1970. Tests of the efficiency of various high speed samplers for catching herring larvae. *ICES, CM 1970/H: 7* (mimeo.).
- SETTE, O. E. y AHLSTROM, E. H. 1948. Estimation of abundance of the eggs of the Pacific pilchard (*Sardinops caerulea*) off southern California during 1940 and 1941. *J. Mar. Res.*, 7: 511 - 542.
- SILLIMAN, R. P. 1946. A study of variability in plankton tow-net catches of Pacific pilchard (*Sardinops caerulea*) eggs. *J. Mar. Res.*, 6: 74 - 83.
- SIMPSON, E. H. 1959. The spawning of the plaice in the north Sea. *Fish. Invest.*, Ser., 2, 22 (7): 111 pp.
- SMITH, P. E.; COUNTS, R. C. y CLUTTER, R. I. 1968. Changes in filtering efficiency of plankton nets due to clogging under tow. *J. Cons. Perm. Int. Explor. Mer.*, 32: 232 - 248.
- STAUFFER, G. D. 1980. Estimate of the spawning biomass of the northern anchovy central subpopulation for the 1979 - 80 fishing season. *CalCOFI, Rep.*, 21: 17 - 22.
- STAUFFER, G. D. y PARKER, K. R. 1980. Estimate of the spawning biomass of the northern anchovy central subpopulation for the 1978 - 79 fishing season. *CalCOFI, Rep.*, 21: 12 - 16.
- STAUFFER, G. D. y PICQUELLE, S. J. 1981. Estimate of the spawning biomass of the northern anchovy central subpopulation for the 1980 - 81 fishing season. *CalCOFI, Rep.*, 22: 8 - 13.
- TANAKA, S. 1955 a. Estimation of the abundance of the eggs of fish such as sardine. Method of estimation by the haul of plankton net. *Bull. Jap. Soc. scient. Fish.*, 21: 386 - 389.
- TANAKA, S. 1955b. Estimation of the abundance of the eggs of fish such as sardine. II. Abundance of the eggs of the Japanese sardine in western area off Kyushu in 1952. *Bull. Jap. Soc. scient. Fish.*, 21: 390-396.
- TANAKA, S. 1974. Significance of egg and larval surveys in the studies of population dynamics of fish. *En: The early life history of fish*. Blaxter, J. H. S. (Ed.). Springer Verlag, Berlin, pp. 151 - 158.
- ULLTANG, O. 1977 Methods of measuring stock abundance other than by the use of commercial catch and effort data. *FAO Fish. Tech. Pap.*, (176): 23 pp.
- ZWEIFEL, J. R. 1973. A non-parametric approach to the estimation of relative change in fish population size from egg and larval surveys. *Rapp. P. - v. Réun. Cons. int. Explor. Mer.*, 164: 276 - 281.

TABLA 1

Detalle de las estaciones de ictioplancton en la campaña costera C-14/81

Nº Estación	Fecha	Hora	Posición		Profund. (m)	Temp. 10 m. (°C)	Densidad huevos anchoíta (Nº/10 m²)		Densidad larvas anchoíta (Nº/10 m²)		Densidad total de huevos (Nº/10 m²)		Densidad total de larvas (Nº/10 m²)		Huevos anchoíta % Nº total de huevos		anchoíta % Nº total de larvas			
			Latitud (S)	Longitud (W)			330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u
98	03-10-81	08:25	35°03'	54°36'	32	12,6	—	12.890	—	17	—	13.188	—	25	—	98	—	70		
99	03-10-81	12:30	35°07'	54°21'	31	12,6	6.723	7.021	2	4	6.797	7.071	2	4	99	99	100	100		
100	03-10-81	18:30	35°04'	54°01'	33	12,4	2.822	984	4	1	2.930	1.006	8	1	96	98	50	100		
101	04-10-81	07:30	35°21'	54°53'	21	12,2	205	—	0	—	331	—	0	—	62	—	—	—		
102	04-10-81	09:30	35°22'	55°07'	21	12,0	63	144	0	0	98	184	0	0	65	78	—	—		
103	04-10-81	14:30	35°07'	55°21'	30	12,7	2.897	2.744	7	2	3.136	2.990	7	2	92	92	100	100		
104	04-10-81	19:30	35°21'	55°38'	15	12,5	20	6	0	1	20	7	0	5	100	91	—	20		
105	05-10-81	05:15	35°26'	55°50'	11	12,6	1.138	1.297	11	0	1.308	1.321	11	0	87	98	100	—		
106	05-10-81	09:00	35°23'	56°09'	7	12,7 (sup.)	0	0	0	0	76	25	11	0	0	0	0	0		
107	05-10-81	11:00	35°23'	56°21'	9	12,8 (sup.)	0	0	0	0	1.519	1.237	983	60	0	0	0	0		
108	05-10-81	14:50	35°23'	56°46'	4	13,2 (sup.)	0	0	0	0	14	12	51	28	0	0	0	0		
109	06-10-81	05:15	35°37'	56°06'	11	12,1	1.561	1.503	0	0	1.561	1.526	0	0	100	99	—	—		
110	06-10-81	10:30	35°51'	55°48'	14	11,9	36	73	0	0	42	74	0	0	85	99	—	—		
111	06-10-81	13:00	35°37'	55°37'	15	12,2	184	325	3	0	304	344	3	0	61	95	100	—		
113	06-10-81	19:30	35°49'	55°25'	24	11,9	150	82	0	1	257	169	0	1	58	49	—	100		
114	07-10-81	05:30	36°22'	55°07'	33	10,9	8	5	0	0	8	26	10	0	100	17	0	—		
115	07-10-81	09:00	36°07'	55°07'	33	11,3	1.995	2.048	0	0	2.336	2.269	0	0	85	90	—	—		
116	07-10-81	14:00	35°36'	54°52'	18	12,0	113	107	0	0	130	124	0	0	87	86	—	—		
117	07-10-81	17:15	35°37'	54°36'	25	11,7	1.796	1.273	0	0	1.903	1.366	0	0	94	93	—	—		
118	08-10-81	05:27	36°06'	55°37'	22	11,8	102	49	0	0	309	297	4	0	33	16	0	—		
119	08-10-81	10:00	36°22'	55°52'	14	11,8	720	634	19	5	849	750	19	5	85	84	100	100		
120	08-10-81	14:30	36°36'	55°36'	23	11,4	82	1.724	0	0	91	1.793	0	0	90	96	—	—		
121	08-10-81	20:00	36°47'	55°49'	23	11,5	2.272	2.472	0	2	2.627	2.784	0	3	86	88	—	66		
122	13-10-81	15:30	36°23'	56°07'	18	12,7	208	290	0	1	299	290	0	3	70	100	—	33		
123	14-10-81	05:20	36°06'	57°07'	4	14,9 (sup.)	0	0	0	0	0	20	0	14	—	0	—	0		
124	14-10-81	08:15	35°36'	57°07'	15	13,9	0	0	0	0	5.495	5.764	7	4	0	0	0	0		
125	14-10-81	12:52	35°53'	56°51'	9	16,2 (sup.)	4	1	0	0	365	320	2	7	1	0.3	0	0		
126	14-10-81	14:12	35°54'	56°36'	15	12,6	26.212	14.881	0	4	20.377	14.941	0	4	99	99	—	100		
127	14-10-81	18:30	35°53'	56°22'	14	12,2	252	275	0	0	268	307	0	0	94	90	—	—		
128	15-10-81	05:20	36°07'	56°37'	13	12,3	25.047	29.691	0	0	26.030	30.609	0	0	96	97	—	—		
129	15-10-81	10:35	36°22'	56°22'	16	12,2	264	341	2	0	272	345	2	0	97	99	100	0		
130	15-10-81	12:40	36°37'	56°22'	16	12,1	1.296	1.301	3	11	1.317	1.330	3	12	98	98	100	95		
131	15-10-81	15:50	36°57'	56°25'	20	13,5	419	304	4	2	854	603	39	8	49	50	9	25		
132	17-10-81	05:50	37°53'	57°07'	23	12,0	221	861	99	72	406	1.632	99	76	54	53	100	95		
133	17-10-81	09:30	37°37'	56°53'	21	12,3	232	698	27	12	352	54	1.048	18	66	67	50	70		

TABLA 1 (Continuación)

Estación Nº	Fecha	Hora	Posición		Profund. (m)	Temp. (°C)	Densidad huevos anchota (Nº/10 m ²)		anchota Nº/10 m ² Densidad larvas		Densidad total de huevos (Nº/10 m ²)		Densidad total de larvas (Nº/10 m ²)		Huevos anchota % Nº total de huevos		Larvas anchota % Nº total de larvas			
			Latitud (S)	Longitud (W)			330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u
134	17-10-81	15:00	37°15'	56°36'	18	12,7	528	354	2	2	629	483	8	4	84	73	25	50		
135	17-10-81	18:00	37°07'	56°23'	20	12,6	206	231	6	38	318	641	13	70	65	36	44	54		
136	18-10-81	05:20	28°02'	57°17'	22	12,0	127	169	9	17	2.832	694	10	20	4	74	89	89		
137	18-10-81	11:50	38°24'	57°37'	45	11,0	5.621	3.674	163	38	5.785	3.682	207	11	97	100	79	33		
138	18-10-81	16:50	38°37'	58°26'	41	12,4	8.141	7.419	1.717	299	8.443	7.650	1.725	300	96	97	100	100		
139	19-10-81	05:30	38°41'	58°36'	42	12,4	17.823	16.210	4.451	353	19.845	16.728	4.487	384	90	97	99	92		
140	19-10-81	09:40	38°45'	58°51'	40	12,3	6.695	5.013	2.784	309	7.002	5.362	4.398	384	95	91	87	80		
141	19-10-81	13:00	38°53'	59°07'	43	12,1	10.859	19.753	43	71	11.000	20.350	64	92	99	97	68	77		
142	19-10-81	15:40	38°52'	59°52'	33	12,5	13.964	11.060	685	137	14.633	11.576	1.011	287	95	96	68	48		
143	20-10-81	07:00	39°08'	60°23'	23	12,9	16.673	15.010	82	1	21.029	18.018	82	2	79	83	100	50		
144	20-10-81	11:30	39°02'	60°14'	21	13,2	9.717	7.912	11	16	11.458	9.811	80	16	85	81	14	100		
145	20-10-81	14:30	39°05'	59°51'	25	12,4	4.049	3.049	1.302	545	4.382	3.320	4.144	904	92	92	31	60		
146	20-10-81	20:30	38°50'	59°33'	25	16,0	229	2.708	20	112	310	4.219	27	238	74	64	74	47		
147	25-10-81	08:35	39°37'	60°07'	48	13,0	0	939	6.509	45	413	1.788	6.530	59	0	53	100	76		
148	25-10-81	13:15	39°51'	60°38'	42	13,1	5.443	2.884	87	9	5.666	99	3.042	9	96	95	87	100		
149	25-10-81	15:00	39°51'	60°53'	37	13,3	2.804	2.611	270	0	3.164	3.184	270	0	89	82	100	—		
150	25-10-81	18:00	39°52'	61°06'	31	13,1	—	737	—	26	—	1.036	—	26	—	71	—	100		
151	26-10-81	09:00	39°40'	60°39'	10	14,7	75	72	10	2	1.508	1.221	53	10	5	6	19	20		
152	26-10-81	14:00	39°15'	60°50'	21	13,8	98	69	3.826	5.975	3.068	2.147	4.039	6.400	3	3	95	93		
153	26-10-81	15:30	39°21'	61°09'	17	13,8	107	168	2.611	1.750	257	259	2.694	1.760	42	65	97	99		
154	26-10-81	20:00	39°10'	61°21'	16	14,5	2.579	4.342	8.916	2.006	4.621	6.285	9.155	2.006	56	69	97	100		
Adic. I	26-10-81	20:45	39°05'	61°25'	12	14,5	2.215	2.441	903	103	11.065	12.779	1.149	185	20	19	79	56		
155	27-10-81	05:55	39°06'	61°30'	12	15,4	118	209	299	153	879	3.743	2.682	2.212	13	6	11	7		
156	27-10-81	13:20	39°34'	61°53'	12	14,9	0	0	410	521	18	6	488	521	0	0	84	100		
158	27-10-81	18:33	39°38'	61°19'	21	13,9	231	420	1.327	2.903	1.112	5.344	8.412	3.286	21	8	16	88		
159	28-10-81	04:45	40°08'	61°53'	16	14,9	0	0	12	813	433	355	23	97	0	0	50	85		
160	28-10-81	09:36	40°07'	61°29'	21	13,5	2.814	2.596	7.003	4.839	3.401	8.165	8.982	6.416	83	32	78	75		
161	28-10-81	13:40	40°05'	61°20'	26	13,3	750	—	11.612	—	3.647	—	11.914	—	21	—	97	—		
162	28-10-81	16:30	40°19'	61°09'	38	13,2	4.591	5.434	1.074	1.379	9.500	12.299	1.089	1.475	52	45	99	97		
163	29-10-81	06:00	40°49'	62°05'	22	13,5	285	240	0	16	326	274	0	43	87	88	—	37		
164	29-10-81	12:10	40°38'	61°54'	25	13,5	197	197	28	6	665	408	39	14	30	48	72	43		
165	29-10-81	15:00	40°37'	61°34'	25	13,5	159	361	9	0	553	806	16	3	29	45	56	0		
166	30-10-81	07:00	39°38'	61°12'	24	13,8	269	94	1.089	22	5.690	3.415	1.089	31	5	3	100	66		
167	01-10-81	07:45	36°34'	56°37'	12	14,0	0	0	9	5	0	9	0	5	—	—	100	100		
168	01-10-81	10:57	36°41'	56°23'	13	14,3	0	0	13	0	0	13	0	0	—	—	100	—		
169	01-10-81	14:17	37°06'	56°39'	15	14,3	8.109	—	8	—	9.105	—	8	—	89	—	100	—		

TABLA 2

Resultados del cálculo de las estadísticas poblacionales y análisis de la selectividad de las mallas

Tratamiento estadístico		Huevos de anchoíta		Larvas de anchoíta		Total de huevos		Total de larvas	
		330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u	330 u	505 u
Transformación normalizadora	N	6,64	6,86	4,48	3,48	6,99	6,80	4,19	3,69
	X	1,97	1,83	2,76	2,54	1,93	2,16	2,78	2,40
	S	58	57	45	45	66	68	49	51
Test de F para homocedasticidad		$F_s = 1,16$		$F_s = 1,18$		$F_s = 1,25$		$F_s = 1,34$	
		$F = 1,83$		$F = 1,88$		$F = 1,67$		$F = 1,88$	
		0,025 (57,56)		0,025 (44,44)		0,025 (67,65)		0,025 (48,50)	
Test de t para diferencias entre medias		$t_s = 0,61$		$t_s = 1,77$		$t_s = 0,53$		$t_s = 0,95$	
		$t = 1,98$		$t = 2,00$		$t_s = 1,98$		$t_s = 1,99$	
		0,05 (113)		0,05 (88)		0,05 (132)		0,05 (98)	
Test de t para comparaciones emparejadas		$t_s = 0,9895$		$t_s = 3,0452$		$t_s = 0,0231$		$t_s = 4,0826$	
		$t = 2,01$		$t = 2,03$		$t = 2,00$		$t = 2,02$	
		0,05 (54)		0,05 (36)		0,05 (62)		0,05 (40)	
Test de signos ordenados de Wilcoxon		$T_s = 762$		$T_s = 332$		$T_s = 1.000$		$T_s = 393$	
		$t_s = 0,5125$		$T = 447$		$t_s = 0,6739$		$t_s = 3,3036$	
		$t = 2,01$		0,05 (49)		$t = 2,00$		$t = 2,01$	
		0,05 (56)				0,05 (65)		0,05 (56)	

TABLA 3

Análisis de varianza para la estimación de la variabilidad asociada al muestreo

Fuente de variabilidad		G.L.	S.C.	C.M.	F _s
HUEVOS DE ANCHOÍTA	Entre mallas	1	0,2588	0,2588	0,9792
	Entre estaciones ..	54	407,2727	7,5421	28,5361
	Residual	54	14,2731	0,2643	
	Total	109	421,8045		
		$F_{0,005 (1,54)} = 8,66$	$F_{0,005 (54,54)} = 2,10$		
LARVAS DE ANCHOÍTA	Entre mallas	1	12,0652	12,0652	9,2709
	Entre estaciones ..	36	493,6237	13,7118	10,5362
	Residual	36	46,8509	1,3014	
	Total	73	502,5398		
		$F_{0,005 (1,36)} = 9,00$	$F_{0,005 (36,36)} = 2,46$		
TOTAL DE HUEVOS	Entre mallas	1	0,0003	0,0003	0,0006
	Entre estaciones ..	62	455,2456	7,3427	15,8988
	Residual	62	28,6340	0,4618	
	Total	125	483,8799		
		$F_{0,005 (1,62)} = 8,49$	$F_{0,005 (62,62)} = 1,96$		
TOTAL DE LARVAS	Entre mallas	1	25,9465	25,9465	16,6687
	Entre estaciones ..	40	465,5766	11,6394	7,4774
	Residual	40	62,2643	1,5566	
	Total	81	553,7874		
		$F_{0,005 (1,40)} = 8,83$	$F_{0,005 (40,40)} = 2,30$		