



INSTITUTO DEL MAR DEL PERU

Boletín

ISSN-0378-7699
VOLUMEN 7 Nº 1

DETERMINACION DEL ESFUERZO DE MUESTREO REQUERIDO
PARA EL ESTIMADO DE PRODUCCION DE HUEVOS DE
ANCHOVETA

Engraulis ringens , FRENTE AL PERU

DETERMINATION OF SAMPLING EFFORT REQUIRED FOR
ESTIMATING EGG PRODUCTION OF ANCHOVETA,

Engraulis ringens ,OFF PERU

HAYDEE SANTANDER

PAUL E. SMITH

JUERGEN ALHEIT

Publicación Nº 1 de PROCOPA
pagada por la Agencia Alemana
de Cooperación Técnica (GTZ)

CALLAO - PERU 1982

© Instituto del Mar del Perú
Esquina Gamarra y General Valle s/n
Teléfono 297630
Apartado postal 22
Callao, PERU

Hecho el depósito de ley.

Reservados todos los derechos de reproducción total o parcial, la fotomecánica y los de traducción.

Impreso en el Perú
Servicios Editoriales EDISERT E.I.R.L.
Precusores 958 Maranga, Lima
Teléfonos: 524315, 515871

Conducción editorial: Dr. Antonio Landa Cannon, Editor Científico.

Bol. Inst. Mar Perú – Callao, vol. 7, N° 1, pp. 1-20 , Mayo 1982.

**DETERMINACION DEL ESFUERZO DE MUESTREO REQUERIDO PARA EL
ESTIMADO DE PRODUCCION DE HUEVOS DE ANCHOVETA**
Engraulis ringens, FRENTE AL PERU

por:

Haydeé Santander
Paul E. Smith
Juergen Alheit

CONTENIDO

1. SUMARIO	5
2. INTRODUCCION	5
3. METODOS	6
4. RESULTADOS	7
5. DISCUSION	7

**DETERMINATION OF SAMPLING EFFORT REQUIRED FOR ESTIMATING
EGG PRODUCTION OF ANCHOVETA, *Engraulis ringens*, OFF PERU**

by :

Haydeé Santander
Paul E. Smith
Juergen Alheit

CONTENTS

1. ABSTRACT	9
2. INTRODUCTION	9
3. METHODS	10
4. RESULTS	10
5. DISCUSSION	11
6. REFERENCIAS – REFERENCES	13
7. TABLAS – TABLES	14
8. FIGURAS – FIGURES	16

DETERMINACION DEL ESFUERZO DE MUESTREO REQUERIDO PARA EL ESTIMADO DE PRODUCCION DE HUEVOS DE ANCHOVETA,

Engraulis ringens, FRENTE AL PERU

Haydeé Santander¹, Paul E. Smith² y Juergen Alheit³

1 Instituto del Mar del Perú, Apartado 22, Callao, Perú

2 NOAA, National Marine Fisheries Service, Southwest Fisheries Center, P. O. Box 271, La Jolla, California 92038, U.S.A.

3 Programa Cooperativo Peruano-Alemán de Investigación Pesquera (PROCOPA)
Instituto del Mar del Perú, Apartado 22, Callao, Perú.

RESUMEN

Para obtener una primera aproximación del número de muestras requerido para un determinado nivel de precisión del estimado de producción de huevos de anchoveta por unidad de área superficial del mar, se han utilizado datos existentes de muestras de huevos provenientes de exploraciones efectuadas frente al Perú en los últimos 20 años. La anchoveta parece desovar en cardúmenes, produciendo una gran cantidad de huevos, de los que las muestras toman una pequeña proporción. Aproximadamente el 80% de las muestras positivas fueron superiores a 4096 huevos por m². Un importante cambio en el tamaño de la población de la anchoveta peruana se ha notado en 1972. El rango de valores de huevos fue similar antes y después del cambio, pero el número promedio de huevos por muestra positiva fue aproximadamente el doble antes de la declinación en 1971.

Se ha tomado en consideración la precisión de la estimación deseada y los costos y disponibilidad de tiempo de barco en la estación de desove para elaborar un plan de crucero a un costo razonable. El área investigada cubre 57600 millas cuadradas; con 640 millas a lo largo y 90 millas hacia afuera de la costa. En esta proyección una precisión del estimado de 30% requiere 924 muestras y 20% de precisión requiere 2078 muestras. Se discute los sesgos en la estimación de precisión. Se usa la distribución de probabilidad log-normal en la descripción de muestras positivas.

INTRODUCCION

Es muy difícil estimar la biomasa de peces distribuidos ampliamente en el mar pero a menudo es necesario hacerlo cuando se trata del manejo de las pesquerías y de prevenir la sobrepesca no deseada. En el siglo 20, el desarrollo de la metodología adecuada para estimar biomasa ha ido paralela al crecimiento de la pesca mecanizada.

Los métodos indirectos incluyen análisis de captura y exploraciones acústicas. Los métodos directos consideran los muestreos cuantitativos de peces adultos y las exploraciones de desoves. En las exploraciones de producción del desove se usan datos de fecundidad, abundancia de huevos o larvas y mortalidad de huevos o larvas para calcular la biomasa desovante a base de la producción de huevos encontrada en el agua.

Tanto los métodos directos como los indirectos ofrecen dificultades referentes a costos, baja precisión causada por la baja ocurrencia de los organismos, y el tiempo transcurrido entre el estimado del tamaño del stock y la implementación de los controles de la pesca.

Recientemente ha sido desarrollado (Parker, 1980) y aplicado (Stauffer and Picquelle, 1980) un método directo e instantáneo para estimar la biomasa desovante de la anchoveta de California, *Engraulis mordax*, que minimiza las desventajas enumeradas.

Las investigaciones de desove para estimados de biomasa de desovadores múltiples, tales como la anchoveta de California, fueron limitados por la falta de información del número de desoves por año. Este problema ha sido resuelto para esta anchoveta por los estudios de Hunter and Goldberg (1979), Hunter and Macewicz (1980) y Hunter and Leong (1981) que revelaron que esta especie desova aproximadamente 20 veces al año. Hay evidencia que también esto es aplicable a la anchoveta peruana, *E. ringens* (Santander, Alheit y Smith, Manuscrito).

El nuevo método se denomina "Método de Producción de Huevos" (Stauffer and Picquelle, 1980) debido a que el estimado de la biomasa es derivado de los estimados de producción de huevos en el área de desove y de la tasa de producción de huevos por unidad de biomasa de la porción de adultos del stock.

La producción de huevos en el área de desove es inherentemente el parámetro más variable de este método. Las causas fundamentales para esto son: (1) los huevos son desovados por agregaciones densas de peces adultos, (2) los peces desovan durante más o menos la mitad de cada día, (3) los huevos están sujetos a una alta tasa de mortalidad la que puede ser muy variable. Los otros parámetros son:

- el número de huevos producidos en una noche por unidad de peso de hembra adulta,
- la fracción de hembras que desova cada noche, y
- la fracción del stock de hembras adultas en peso.

El propósito de este trabajo está limitado al estimado de la producción de huevos en el área de desove de la anchoveta peruana.

En la primera aplicación del método de producción de huevos (Parker, 1980), la contribución a la varianza en el estimado de huevos producidos por unidad de área por día fue 8 veces mayor que todos los otros parámetros combinados. El muestreo adicional en la segunda aplicación (Stauffer and Picquelle, 1980) redujo la variabilidad al mismo nivel de precisión de los parámetros derivados de la evaluación de la tasa de adultos desovantes. En este trabajo ha sido usada la distribución estadística de muestras de huevos de anchoveta (Santander y S. de Castillo, 1979) para hacer una primera aproximación del número de muestras de huevos que se requiere para estimar la tasa de producción de huevos de anchoveta con diferentes niveles de precisión. El objetivo fi-

nal es encontrar el tamaño de muestra conveniente en el estimado de biomasa desovante de la anchoveta peruana en 1981.

Estas investigaciones son parte del proyecto peruano-alemán para pesquerías financiado por la Sociedad Alemana de Cooperación Técnica (GTZ).

METODOS

Mediante los resultados de un crucero con 59 muestras de huevos de anchoveta colectadas en 1961 se muestran los métodos de análisis estadístico para la primera estimación del número requerido de muestras. La distribución geográfica y estadística de estas muestras de huevos ha sido reportada por Einarsson, Rojas de Mendiola y Santander (1966).

El primer paso es ordenar los valores de huevos de las muestras, desde el más bajo hasta el más alto número por muestra. Puesto que cada muestra es $1/59$ ó la 0.01695 ava parte del conjunto de muestras, la frecuencia acumulada es incrementada por esta fracción para cada muestra superior, sucesivamente. El valor de cada muestra es transformada a logaritmo natural (Tabla 1). En la Figura 1 se muestra que el ploteo de la probabilidad acumulada de las muestras contra el logaritmo natural del número de huevos por m^2 es aparentemente lineal. Como un supuesto simplificante, se asume que la tendencia lineal de esta muestra pequeña describe la distribución fundamental de muestras para todas las áreas de desove de anchoveta, en todo momento.

Para simplificar este análisis algo laborioso se puede agrupar los valores de las muestras. Por ejemplo, los valores de las muestras de la Tabla 1 y Figura 1 han sido agrupados en 1-4, 4-16, 16-64, etc. huevos por muestra en la Tabla 2. También se incluye el logaritmo natural del punto extremo de cada clase, la proporción de la clase y la proporción acumulativa. En la Figura 2 se plotea cada valor como en la Figura 1. Puesto que ambas líneas cortan la línea de probabilidad de 50% aproximadamente en el mismo punto, el procedimiento del agrupamiento puede ser considerado no sesgado para este propósito. Y desde que ambas líneas tienen aproximadamente la misma pendiente, el procedimiento de agrupamiento parece reflejar bastante bien la varianza de la distribución de la muestra total original. Puesto que este procedimiento es satisfactorio para este propósito, los subsecuentes grupos grandes de muestras obtenidos de Santander y S. de Castillo (1979) son agrupados de manera idéntica.

Entre 1966 y 1979, 911 muestras contenían huevos de anchoveta, de un total de 4028 muestras colectadas durante los cruceros de IMARPE (principalmente operaciones EUREKA) en el área de desove de anchoveta. Las muestras fueron colectadas durante diferentes meses. La Figura 3 muestra el área muestreada y la distribución geográfica de muestras de huevos, antes y después de 1971. En la Tabla 3 se dan los valores mayores colectados entre 1966 y 1979. Arbitrariamente se consideran como mayores los valores iguales o mayores que 4096 huevos por m^2 . La importancia de estos valores grandes es que constituyen una gran proporción de huevos en las muestras y contribuyen a la varianza. Futuras exploraciones deben tomar un número suficiente de muestras para obtener cantidades representativas de estas muestras, para que sean precisas. El error

estándar del promedio de muestras grandes es 1998 o aproximadamente 140% de la categoría promedio. Smith (1973) concluyó que las muestras grandes de huevos ocurren porque los tamaños de los cardúmenes se distribuyen como un mosaico y que las muestras más pequeñas se deben a la subsecuente dispersión aleatoria de los huevos en el perímetro. El rango del tamaño de las muestras incluye una muestra de 107376 huevos por m^2 y 78 muestras fueron mayores a 4096 huevos por m^2 . Este rango extremo de la densidad de población de huevos ha sido notado también en otros cardúmenes de peces como la sardina del Pacífico, *Sardinops caerulea*, frente a California (Smith, 1973) y la anchoveta de California (Smith, 1981; Smith and Richardson, 1977).

Las muestras fueron colectadas con la red Hensen, la que fue usada verticalmente de 50 metros a la superficie (Santander y S. de Castillo, 1979). Dos posibles fuentes de subestimación de este muestreo son: primero, que la distribución vertical de algunos huevos de anchoveta pueda alcanzar mayor profundidad que la colectada; y segundo, que el filtrado de agua pueda ser menor que el que supuestamente corresponde a la velocidad de arrastre de la red. Dos posibles fuentes de sobreestimación son cuando la red puede estar operando oblicuamente cerca a la superficie y cuando la red puede filtrar más agua que la estimada debido a la forma de cono invertido del equipo (Tranter and Smith, 1968). Para el propósito de este trabajo se asume 100% de filtración y que las colecciones son perfectamente verticales. El efecto de la variabilidad originada por estas fuentes será sobreestimar moderadamente el número de muestras requerido para un determinado grado de precisión del estimado de producción de huevos. Debido a que el rango de número de huevos por muestra fue similar antes y después del cambio en la población de la anchoveta peruana, estas muestras han sido combinadas (Fig. 4). El número de muestras con valores de huevos mayores fue moderadamente mayor antes de 1971. Además el número de muestras después de 1972 fue incrementado. Las muestras sin huevos de anchoveta han sido omitidas debido a que la extensión del área de desove experimentó un fuerte decrecimiento en 1971, mientras que la cobertura geográfica de las exploraciones EUREKA en general no ha variado. El efecto de no incorporar las muestras cero es disminuir la varianza y subestimar el número de muestras requerido para una precisión dada.

El "Método de Producción de Huevos" usa la intersección en cero de una curva de mortalidad exponencial de huevos con edad determinada para estimar la producción de huevos. Los datos de distribución probable de huevos usados para estimar el número de muestras provienen de cruceros y operaciones EUREKA y considera huevos de anchoveta de todas las edades en conjunto. Puesto que en una muestra pueden presentarse huevos de tres días de desove, ésto puede hacer decrecer la varianza y subestimar moderadamente el número de muestras requerido. En las muestras propuestas para 1981 la distribución de huevos por edad dentro de cada muestra puede ser parcialmente independiente, resultando en una sobreestimación del número de muestras requerido.

RESULTADOS

La distribución de frecuencias de 911 muestras de huevos de la anchoveta peruana (Tabla 4) presenta las mismas características importantes de las muestras de huevos de la sardina y de la anchoveta de California (Smith and Richardson, 1977; Tabla 3, 10). La Tabla 4 muestra la distribución de frecuencia para los períodos anterior y posterior a 1971. Debido al amplio rango de densidades de huevos en el mar, la tabla está arreglada en grupos geométricos con categorías cuyo rango crece por un factor de 4 (1-4; 4-16; 16-64, etc.). El promedio geométrico es el valor representativo de cada categoría incrementada geoméricamente. Por ejemplo, la categoría con 4 a 16 huevos por m² es representada por el promedio geométrico "8", en lugar del promedio aritmético "10" (Smith and Richardson, 1977). La categoría más grande es representada por el promedio de todos los valores, iguales o mayores que 4096 huevos por m² (Ver Tabla 3). Como el número de muestras en la categoría geométrica grande es pequeño pero importante, se ha usado un estimado no sesgado de su categoría en lugar del promedio geométrico el que puede ser sesgado.

La Tabla 5 muestra las probabilidades de la distribución de muestras de huevos. Debido a que la población de la anchoveta peruana experimentó un cambio drástico en 1971 y relativamente de largo plazo, la distribución de valores ha sido dividida en este punto. El rango de los valores de las muestras es casi el mismo para los dos períodos pero el número promedio de huevos por muestra positiva declinó de un valor medio estimado de 2645 huevos por m² de área superficial del mar a un valor de 1434 huevos por m², un factor de casi dos. La desviación estándar de ambos grupos es aproximadamente el doble del valor del promedio en ambos casos. En las Figuras 5 y 6 se muestran los ploteos de la probabilidad acumulativa de las muestras versus el logaritmo natural del número de huevos por m². Debido a estas similitudes, para determinar un primer estimado del número de muestras requerido para una evaluación precisa de biomasa de la anchoveta, las dos distribuciones fueron combinadas en la Tabla 6. Los parámetros de la distribución son 2038.5 para el promedio y 4425.4 para la desviación estándar.

Un estimado de los parámetros para la densidad de huevos de la población de anchoveta determina en parte los límites de confianza del número de huevos producido por unidad de área por noche. Para estimar los límites de confianza antes de la investigación, ha sido aplicado la técnica de la distribución t de Student para estimar los límites de confianza de la población promedio cuando son conocidos solamente el promedio de una muestra y la desviación estándar de la muestra. La ecuación es tomada de Dixon and Massey (1957; p. 127-128):

$$\bar{X} + \frac{t_{1/2\alpha} s}{\sqrt{N}} > \mu > \bar{X} - \frac{t_{1-1/2\alpha} s}{\sqrt{N}}$$

Donde: μ es el promedio aritmético de la población.

\bar{X} es el promedio aritmético (2038.5) de la muestra

t es el factor del límite de confianza

para N - 1 grados de libertad y α la probabilidad de estar en error (fuera de los límites de confianza)

s es la desviación estándar de la muestra (4425.4)

N es el número de muestras (911)

Estos valores son fijados para los parámetros de los datos: promedio, desviación estándar y número de muestras. Para propósitos de planeamiento, los valores de α y t deben ser fijados y luego puede ser calculado N.

El valor de α es la probabilidad aceptable de estar en error en el estimado. Frecuentemente, el término usado "límites de confianza del 95%" es equivalente a un α de 0.05. En este caso los límites de confianza calculados contienen 19 de cada 20 estimados. El valor de t es una función del tamaño de la muestra N y del valor de α . Para $\alpha = 0.05$ y un tamaño de muestra mayor o igual a 60, t = 2.00. A medida que el número de la muestra crece, t se aproxima a 1.96. Por lo tanto, es conveniente usar t con un valor de 2.

El número de muestras requerido puede ser determinado también para cualquier fracción del promedio. Por ejemplo, si se decide que el promedio de la muestra debiera variar menos del 20% por debajo o por encima del promedio de la población, el número de muestras requerido es dado por:

$$N = \left(\frac{t_{1/2\alpha} s}{s.e.} \right)^2$$

Donde la notación es como la ya señalada, excepto que s. e. significa el error estándar del promedio. La ecuación puede ser reescrita:

$$N = \left(\frac{t_{1/2\alpha} s}{0.2 \bar{X}} \right)^2$$

Así, con los valores t = 2 para cualquier N > 60, s = 4425.4 (Tabla 6) para colecciones verticales de huevos de anchoveta y $\bar{X} = 2038.5$ la ecuación es:

$$N = \left(\frac{2 \times 4425.4}{0.2 \times 2038.5} \right)^2 = 471$$

Cuando el error aceptable por encima o por debajo del promedio varía de 30% a 50%, se obtienen los siguientes valores para el número de muestras positivas requeridas (Promedio de muestras positivas, que contienen huevos de anchoveta):

- | | | |
|--------------------------|--------------|-----------------|
| (1) Para $\alpha = 0.3$ | N Pos = 209 | N total = 924 |
| (2) Para $\alpha = 0.2$ | N Pos = 471 | N total = 2082 |
| (3) Para $\alpha = 0.1$ | N Pos = 1885 | N total = 8332 |
| (4) Para $\alpha = 0.05$ | N Pos = 7541 | N total = 33331 |

Como el número de muestras positivas de huevos, N Pos, es 22.62% del número total de muestras de huevos, N total, en la serie de datos de Santander y S. de Castillo (1979), asumiendo que el área de desove es consistente, N Pos tiene que ser multiplicado por 4.42 para obtener el número total de muestras, N total, requerido.

DISCUSION

El "Método de Producción de Huevos" es una técnica para obtener estimados absolutos de la biomasa desovante de la anchoveta peruana. Los datos de la anchoveta de California, multidesovadora, pueden ser usados con la distribución de probabilidad espacial y temporal de las muestras de huevos de la

anchoveta peruana para establecer un primer estimado del esfuerzo de muestreo requerido para una precisión dada de la tasa de producción de huevos. Esta tasa de producción de huevos integrada sobre el espacio, puede ser combinada con la producción de huevos por tonelada de peces adultos para producir un estimado absoluto e instantáneo de la biomasa desovante de la anchoveta peruana. El primer estimado de biomasa y las medidas de precisión asociadas permitirán también un afinamiento de los modelos estadísticos de precisión. Las medidas de precisión relevantes permitirán balancear el esfuerzo técnico en (1) la estimación de la producción de huevos en el área de desove y (2) de la producción de huevos por unidad de biomasa para alcanzar la más alta eficiencia técnica. El esfuerzo que se aplique en el estimado de producción de huevos en el mar también puede ser incrementado o disminuído dependiendo de los requerimientos de las autoridades responsables en el manejo de la anchoveta y de los fondos disponibles para la conducción de los estimados de biomasa.

Un resultado del método de producción de huevos es subdividir las muestras de huevos por estadios de desarrollo y edad desde el desove. Estimados preliminares han demostrado que la disminución simultánea del número promedio de huevos por estadio y la variación en el número de huevos resulta en un estimado del número requerido de muestras comparable al obtenido del número de huevos en conjunto.

El examen de los datos de huevos colectados con la red Hensen ha sido usado para preparar un estimado preliminar del número de muestras requerido para obtener una precisión dada. Los resultados de este trabajo son mostrados en la Figura 7. La cual ilustra el hecho que el incremento de precisión requiere muchas muestras más. A condición de que las muestras sean independientes, la precisión mejora por un factor de dos, con cada aumento en el esfuerzo de muestreo por un factor de cuatro.

El plan de crucero para estimar la biomasa desovante de *E. ringens* por la producción de huevos depende de varios factores, incluyendo la precisión requerida, la extensión del área investigada cubierta por el desove de anchoveta y el número relativo de perfiles y estaciones por perfil. Para el propósito de planeamiento se han determinado tres niveles de precisión de muestreo (Tabla 7, columna 1), basados en los resultados de las muestras colectadas con red Hensen (Tabla 4, 5, 6). El área a investigarse según el plan se extiende 640 millas a lo largo de la línea costera peruana y 90 millas en distancia de la costa y cubre así 57600 millas náuticas cuadradas. Si la precisión seleccionada es $\pm 30\%$ (Tabla 7, columna 1) se requieren 209 muestras positivas (columna 2). Si como en la serie de muestras usada aquí, la proporción de estaciones positivas es 22.62%, el número total de muestras requerido es 924 (columna 2). Con un área total de investigación de 57600 millas cuadradas, se requeriría entonces que cada muestra represente 64 millas cuadradas. Esto se efectuaría subdividiendo el área de investigación en cuadrados; en este caso en cuadrados de 8 x 8 millas cuadradas (columna 3). Las muestras que representan una unidad cuadrada de área tienen algún mérito. Sin embargo, como la unidad cuadrada requiere el máximo de recorrido del barco y de tiem-

po, se exploran otras opciones. Frecuentemente, los perfiles costeros son espaciados con mayor distancia para reducir tiempo de recorrido de barco. Si las estaciones estuvieran a 4 millas de distancia, los perfiles podrían estar espaciados 16 millas (columna 3) para mantener igual densidad. El número de perfiles en la sección costera de 640 millas sería reducido de 80 a 40 (columna 4); ésto significaría una reducción del costo de recorrido de barco de los perfiles de 7200 millas a 3600 millas (columna 5), una reducción de 50% exactamente. Se obtendría reducción adicional colocando las estaciones cada 3 millas, a intervalos de 21 millas. Los 30 perfiles requerirían solamente 2700 millas de recorrido, o un tercio del método del cuadrado representado.

En el segundo ejemplo con límites de confianza de $\pm 20\%$, se requieren 471 muestras positivas. Nuevamente, asumiendo una proporción de estaciones positivas de 22.62%, se podría mejorar esta precisión con 2078 muestras o aproximadamente una muestra por cada 28 millas cuadradas. Disponiendo las muestras cada 3 millas a intervalos de 9 millas, se aproximaría a esta precisión con 71 perfiles de 90 millas de longitud, es decir, con 6400 millas de recorrido.

Para todos los diseños de estudio se tiene que añadir una distancia constante que corresponde a la distancia entre el puerto de embarque y los puntos extremos del área explorada y el recorrido de regreso al puerto. Esto es, aproximadamente, igual al doble de la extensión de la distancia a lo largo de la costa ($2 \times 640 = 1280$ millas, en este ejemplo). La columna 6 da el tiempo necesario para las diferentes actividades del barco: muestreo de huevos, calas y recorrido. La columna 7 contiene el tiempo total del crucero requerido para cada diferente opción de planes de crucero.

También se puede obtener reducción de esfuerzo técnico con el uso de la red CalVET (CalCOFI vertical egg tow net, Red vertical para colección de huevos) que es más pequeña que la red Hensen.

La red CalVET tiene una abertura de 0.05 m², alrededor de un octavo del área de la boca de la red Hensen. Será más fácil de manejar desde embarcaciones pequeñas y habrá menor desviación en el muestreo vertical. La muestra a analizar será un octavo de la muestra colectada con red Hensen.

Recomendamos que se inicie el diseño de muestreos semejantes para huevos de sardina, *Sardinops sagax*, y jurel *Trachurus symmetricus murphyi* frente al Perú. Los datos existentes de sardina son suficientes, pero es necesario una mayor información para el jurel.

Las muestras positivas de huevos de la sardina de California son menos numerosas que las de la anchoveta de California. Frente al Perú el número de huevos de sardina por unidad de superficie y la extensión del área de desove se han incrementado desde 1972 (Santander, 1981). En setiembre de 1980, el área de desove de la sardina fue mayor que la del desove de anchoveta y la densidad de huevos de ambas especies fue muy similar.

En el caso del jurel, la abundancia larval es menor que en el caso de la anchoveta y sardina (Santander y S. de Castillo, 1979; S. de Castillo, 1979).

DETERMINATION OF SAMPLING EFFORT REQUIRED FOR ESTIMATING EGG PRODUCTION OF ANCHOVETA, *Engraulis ringens*, OFF PERU

Haydeé Santander¹, Paul E. Smith² and Juergen Alheit³

1 Instituto del Mar del Perú, Apartado 22, Callao, Perú

2 NOAA, National Marine Fisheries Service, Southwest Fisheries Center, P.O. Box 271, La Jolla, California 92038, U.S.A.

3 Programa Cooperativo Peruano-Alemán de Investigación Pesquera (PROCOPA).

Instituto del Mar del Perú, Apartado 22, Callao, Perú

ABSTRACT

Existing egg sample data from standard surveys off Peru in the past 20 years have been used for a first approximation of the number of samples required for a given level of precision of estimate of egg production by the anchoveta per unit of sea surface area. The anchoveta appears to spawn in schools resulting in large proportion of the eggs being taken in a small proportion by the samples. Approximately 80% of the positive samples exceeded 4096 eggs per m². An important change in the population size of the Peruvian anchoveta has been noted in 1972. The range of egg sample values was similar before and after that change but the mean number of eggs per positive sample was nearly twice as large before the population decline in 1971. Considerations of sample precision and the cost and availability of ship time in the spawning season have been merged to produce a cruise plan with useful projected precision at a reasonable cost. The survey area is 640 miles coastwise and 90 miles offshore and covers 57600 square miles. A 30% precision of estimate requires 924 samples and a 20% precision requires 2078 samples in this projection. Biases in the estimation of precision are discussed. The log-normal probability distribution is used to describe the positive samples.

INTRODUCTION

The estimation of biomass of fish stocks widely distributed over an oceanic area is notoriously difficult, but often necessary to enable management of the fishery and prevent inadvertent overfishing. Development of adequate methods for biomass estimates has accompanied the growth of mechanized fishing in the 20th century. Indirect methods include catch analysis and acoustic surveys. Direct methods include quantitative samples of adults and spawning surveys. The spawning survey uses data of fecundity, egg or larval abundance and egg or larval mortality to back-calculate the spawning biomass from the amount of spawn encountered in the water. Problems with existing direct and indirect methods include high costs, low precision caused by low occurrence of the organism and time delay between the estimation of stock size and implementation of fishing controls.

Recently, a direct and instantaneous method which minimizes these disadvantages has been developed (Parker, 1980) and applied (Stauffer and Picquelle, 1980) for estimating the spawning biomass of the northern anchovy, *Engraulis mordax*. Spawning surveys for biomass estimates for multiple spawners, such as the northern anchovy, have to date been hampered by the lack of information on the number of spawnings per year. This problem was solved for the northern anchovy by the studies of Hunter and Goldberg (1979), Hunter and Macewicz (1980) and Hunter and Leong (1981) which revealed that this species spawns about 20 times per year. There is evidence that this also applies to the Peruvian anchovy or anchoveta, *E. ringens* (Santander, Alheit and Smith, manuscript).

The new method is called the "Egg Production Method" (Stauffer and Picquelle, 1980) because

the biomass estimate is derived from the estimation of egg production in the spawning area and the egg production rate per unit biomass of the adult portion of the stock.

Egg production in the spawning area is inherently the most variable parameter of this method. The fundamental causes of this are: (1) the eggs are spawned by dense aggregations of adults, (2) the adults spawn for less than half of each day and (3) the eggs are subject to a high mortality rate which may be quite variable. The other parameters are:

- batch fecundity (eggs produced in one night per unit weight of adult female)
- fraction of females spawning each night
- average female weight
- fraction of adult stock weight which is female.

The purpose of this paper is limited to the estimation of egg production in the Peruvian anchoveta spawning area. In the first use of the egg production method (Parker, 1980), the contribution to variance in the estimate of eggs produced per unit area per day was eight times greater than all other parameters combined. Additional sampling in the second application (Stauffer and Picquelle, 1980) reduced the variability to the same level of precision as for the other parameters derived from evaluation of the adult spawning rate. In this paper, the statistical distribution of anchoveta egg samples (Santander and S. de Castillo, 1979) has been used to make a first approximation of the number of eggs samples required to estimate anchoveta egg production rate at several levels of precision. The final objective is to use the convenient sample size in the 1981 estimate of the spawning biomass of the Peruvian anchoveta.

These investigations are part of the Peruvian-

German fisheries project which is financed by the German Agency for Technical Cooperation (GTZ).

METHODS

To illustrate the methods of statistical analysis for the first estimation of the required number of samples, the results of a 1961 cruise with 59 samples of anchoveta eggs are demonstrated. The geographic and statistical distributions of these samples have been reported by Finarsson, Rojas de Mendiola and Santander (1966).

The first step is to order the egg sample counts from the lowest to the highest number per sample. Since each sample count is 1/59th or the 0.01695th proportion of the sample set, the cumulative frequency is incremented by this fraction for each successively higher sample. The value of each sample is transformed to natural logarithms. This is illustrated in Table 1. In Figure 1 the points in the plot of cumulative sample probability versus the natural logarithm of number of eggs per m^2 is seen to be linear. As a simplifying assumption, the linear (normal probability log-linear) trend for this small sample is assumed to describe the underlying distribution of samples for all anchoveta spawning areas for all time.

To simplify and shorten this somewhat elaborate analysis, one may group the sample values. To illustrate, the sample values of Table 1 and Figure 1 have been grouped in 1-4 eggs per sample, 4-16 eggs per sample, 16-64 eggs per sample, etc. in Table 2. The natural logarithms of the end point of each class are listed as well as the class proportion and cumulative class proportions. In Figure 2, each value is plotted as in Figure 1. Since both lines cross the 500/o probability line at approximately the same point, the grouping procedure may be seen to be unbiased for this purpose. Also since both lines have approximately the same slope, the grouping procedure is seen to fairly reflect the variance of the original total sample distribution. Since this procedure is satisfactory for this purpose, the subsequent large sample sets gained from Santander and S. de Castillo (1979) are grouped in an identical manner.

Between 1966 and 1979, 911 from a total of 4028 samples from cruises of the IMARPE (mainly Eureka surveys) over the entire spawning area contained anchoveta eggs. The samples were collected during different months. Figure 3 shows the sampling area and the geographic distribution of egg samples before and after 1971. The large sample values from 1966 to 1979 are listed in Table 3. Large values are here considered arbitrarily to be equal or greater than 4096 eggs/ m^2 . The importance of these large values is that they constitute a large proportion of the eggs in the samples and contribute to the variance. Future surveys must take sufficient numbers of samples to obtain representative amounts of these samples to be precise. The standard error of the mean number of the large samples is 1998 or about 140/o of the category mean. Smith (1973) concluded that large egg samples are caused by a "mosaic pattern of fish school proportions" and the smaller samples are because "eggs at the perimeter sub-

sequently disperse to a condition of randomness". The range of sample sizes includes one sample of 107376 eggs/ m^2 , and 78 of the samples exceeded 4096 eggs/ m^2 . This extreme range of egg population density has also been noted for other schooling fish, e. g. the Pacific sardine, *Sardinops caerulea*, off California (Smith, 1973) and the northern anchovy (Smith, 1981; Smith and Richardson, 1977).

The samples have been taken by the Hensen net which was used vertically from 50 m to the surface (Santander and S. de Castillo, 1979). Two possible sources of underestimation are that, firstly, there may be some anchovy eggs deeper than 50 m and, secondly, the Hensen net may at time filter water more slowly than the net is towed. Two sources of overestimation are that, firstly, the net tow may fish obliquely near the surface and, secondly, the net may filter more water than estimated owing to the reverse cone construction (Tranter and Smith, 1968). For the purpose of this paper, 1000/o filtration and absolutely vertical tows are assumed. The effect of the variability from these sources will be to moderately overestimate the number of samples required for a given precision of egg production. Also samples before and after the change in the Peruvian anchoveta population have been combined since the range of numbers of eggs per sample was similar (Fig. 4). The number of samples with larger numbers of eggs was moderately greater before 1971. Furthermore, the number of samples after 1972 was increased. Samples without anchoveta eggs have been omitted because the size of the spawning area has undergone a massive decrease in 1971, while the geographic coverage of the Eureka surveys has remained approximately the same. The effect of not incorporating the zero samples is to decrease the variance and underestimate the number of samples required for a given precision.

The "Egg Production Method" uses the zero intercept of an exponential mortality curve of aged eggs to estimate egg production. The egg probability distribution data used for estimating sample number from Eureka and other cruises pools anchoveta eggs of all ages. Since anchoveta eggs representing three days spawning may occur in the same sample, this may decrease variance and moderately underestimate the number of samples required. In the proposed 1981 samples the distribution of eggs by age within each sample may be partially independent resulting in an overestimate of the number of samples required.

RESULTS

The frequency distributions of the 911 Peruvian anchoveta egg samples (Table 4) exhibit the same major characteristics as those of the egg samples of the California Pacific sardine and of the northern anchovy (Smith and Richardson, 1977; Table 3.10). Table 4 shows the frequency distributions for the periods before and after 1971. Because of the extreme range of egg densities in the sea, the table is organized in geometric groups with each category encompassing a range of four-fold (i. e. 1-4, 4-16, 16-64, etc.). The representative value of each of the geomet-

rically increasing categories is the geometric mean. For example, the category with 4 to 16 eggs/m² is represented by the geometric mean of "8" rather than the arithmetic mean of "10" for the category boundaries (Smith and Richardson, 1977). The largest category is represented by the mean of all values equal to or greater than 4096 eggs/m² (see Table 3). As the numbers of samples in the large geometric category are small but important, an unbiased estimate of their category has been used rather than the geometric mean which may be biased.

Table 5 shows the probabilities of the egg sample distribution. Since the population of the Peruvian anchoveta underwent a drastic and relatively long term change in 1971, the distribution of values has been divided at that point. The range of sample values is about the same for both periods, but the mean number of eggs per positive sample declined from an estimated mean value of 2645 eggs/m² of sea surface area to a value of 1434 eggs/m² - almost a factor of two. The standard deviation of both sets is approximately twice the value of the mean in both cases. The plots of cumulative sample probability versus the natural logarithm of numbers of eggs per m² are shown in Figures 5 and 6. Owing to these similarities, for determining a first estimate of the number of samples required for a precise evaluation of anchovy biomass, the two distributions were combined in Table 6. The parameters of the distribution are 2038.5 for the mean and 4425.4 for the standard deviation.

An estimate of the parameters for the population of anchoveta egg densities will in part determine the confidence limits of the number of eggs produced per unit area per night. As a technique for estimating the confidence limits in advance of the survey, the Student t distribution for estimating the confidence limits of the population mean when only a sample mean and a sample standard deviation are known has been applied. The equation is taken from Dixon and Massey (1957, p. 127-128):

$$\bar{X} + \frac{t_{1/2\alpha} s}{\sqrt{N}} > \mu > \bar{X} - \frac{t_{1-1/2\alpha} s}{\sqrt{N}}$$

- Where - μ is the population arithmetic mean
 - \bar{X} is the sample arithmetic mean (2038.5)
 - t is the confidence limit factor for N-1 degree of freedom and α the probability of being in error (outside the confidence limits)
 - s is the sample standard deviation (4425.4)
 - N is the number of samples (911).

These values are fixed for the trial data parameters of mean, standard deviation and number of samples. For planning purposes, the values of α and t should be decided upon and then N may be calculated.

The value of α is the acceptable probability of being in error on the estimate. Frequently the term "95% confidence limits" is used which is equivalent to an α of 0.05. In this case, the calculated

confidence limits contain 19 out of 20 estimates. The value of t is a function of the sample size N and the value of α . For $\alpha = 0.05$ and a sample size greater than or equal to 60, $t = 2.00$. As the number of samples increases, t approaches 1.96. Therefore it is convenient to use t with a value of 2.

The number of samples required may also be determined for any fraction of the mean. For example, should one decide that the sample mean should vary less than 20% of the mean below or above the population mean, the number of samples required is given by:

$$N = \left(\frac{t_{1/2\alpha} s}{s.e.} \right)^2$$

Where the notation is as above, except that *s.e.* stands for the standard error for the mean. The equation can be rewritten

$$N = \left(\frac{t_{1/2\alpha} s}{0.2 \bar{X}} \right)^2$$

Thus with the values $t = 2$ for all $N > 60$, $s = 4425.4$ (Table 6) for vertical tows of anchoveta eggs and $\bar{X} = 2038.5$, the equation is

$$N = \left(\frac{2 \times 4425.4}{0.2 \times 2038.5} \right)^2 = 471$$

When the acceptable error varies from 30% to 50% of the mean, one gets the following values for the number of positive samples required (positive means samples which contain anchoveta eggs):

- | | | |
|----------------|--------------|-----------------|
| (1) For = 0.3 | N Pos = 209 | N total = 924 |
| (2) For = 0.2 | N Pos = 471 | N total = 2082 |
| (3) For = 0.1 | N Pos = 1885 | N total = 8332 |
| (4) For = 0.05 | N Pos = 7541 | N total = 33331 |

As the number of positive egg samples, N Pos. is 22.62% of the total number of egg samples, N Total, in the data set of Santander and S. de Castillo (1979), assuming that the spawning area is consistent, N Pos. has to be multiplied by 4.42 in order to get the total number of samples, N Total, required.

DISCUSSION

The "Egg Production Method" is a technique for making absolute spawning biomass estimates for the Peruvian anchoveta. Data from the multiple-spawning California northern anchovy may be used with temporal and spatial probability distribution of the Peruvian anchoveta egg samples to establish a first estimate of egg production rate. This egg production rate, integrated over space, may be combined with the egg production per ton of adult fish to produce an instantaneous and absolute estimate of the spawning biomass of the Peruvian anchoveta. The first estimate of biomass and the associated measures of precision will also allow a refinement of the statistical models of precision. The relevant measures of precision will permit the technical effort of

estimation of (1) egg production in the spawning area and (2) egg production per unit of biomass to be balanced to achieve the highest technical efficiency. Also, the effort of estimating egg production in the sea can be increased or decreased depending on the specification of the anchoveta management authority and the available funds for conducting the biomass estimate.

One outcome of the egg production method is to subdivide the samples of eggs by stage of development and age since spawning. Preliminary estimates demonstrated that the simultaneous diminution of mean number of eggs per stage and the variation in the number of eggs result in an estimate of required number of samples which is comparable to that of the pooled number of eggs.

The examination of the Hensen net egg data has been used to prepare a first order estimate of the number of samples required to obtain a given precision. The results of this work are demonstrated in Figure 7. It illustrates the fact that increased precision requires many more samples. Provided the samples are independent, the precision improves by a factor of two with each increase in the sampling effort by a factor of four.

The cruise plan for an egg production estimate of the spawning biomass of *E. ringens* depends on several factors, including the precision required, the proportion of the survey area covered by anchoveta spawning and the relative number of transects and stations per transect. For the purpose of planning, three sampling precision levels have been erected (Table 7, column 1), based on the results of the Hensen net samples (Table 4, 5, 6). The planned survey area stretches 640 nautical miles along the Peruvian coastline and 90 miles offshore, and thus covers 57600 nautical square miles. If, for example, the precision chosen is $\pm 30\%$ (Table 7, column 1), then 209 positive samples are required (column 2). Also, if as in the Hensen samples set used here, the proportion of positive stations is 22.62%, the total number of samples required is 924 (column 2). With a total survey area of 57600 mi², this would require that about 64 mi² be represented by each sample. This could be accomplished by subdividing the survey area into squares, in this case into 8 x 8 mi squares (column 3). There is some merit in each sample representing a square unit of area. However, as the square unit requires the maximum ship travel and time of survey, other options are explored. Frequently, coastal transects are spaced further apart to reduce ship travel time. If the stations were spaced 4 mi apart, the transect lines could be spaced 16 mi

apart (column 3) to maintain equal density. The number of transects in the 640 mi coastal section would be reduced from 80 to 40 (column 4). This would result in a saving of ship travel cost along the transects from 7200 mi to 3600 mi (column 5), a reduction of exactly 50%. Further reduction could be accomplished by having the stations 3 mi apart at 21 mi intervals. The 30 transects of stations would require only 2700 mi of line travel, or one third of the represented square method.

In the second example with $\pm 20\%$ confidence limits, 471 positive samples are required. Again, assuming 22.62% positive, one could achieve this precision with 2078 samples or about one sample for each 28 square miles. Samples 3 mi apart at 9 mi intervals would approach this precision with 71 transect of 90 mi length, i.e. 6400 survey track miles.

For all miles traveled, one has to add a constant for all survey designs which corresponds to the distance traveled from the embarkation port to the outer ranges of the survey area and back to the port. This is approximately equal to two times the survey extent along the coast ($2 \times 640 = 1280$ mi in this example). Column 6 gives the time needed for the different ship activities: egg tow samples, trawls and travel. Column 7 lists the total cruise time required for each of the different options of cruise plans.

Reduction of technical effort can also be achieved by the use of the newly designed CaVET-Net (calCOFI vertical egg tow net) which is smaller than the Hensen egg net. It has an opening of 0.05 m², about an eighth of the Hensen egg net mouth area. The net will be easier to manipulate from small ships and will stray less from the vertical. Also, the sample to be sorted will be an eighth of that of the Hensen net.

We recommend that similar sampling design studies begin for the eggs of sardine, *Sardinops sagax*, and jack mackerel, *Trachurus symmetricus murphyi*, off Peru. Existing data will suffice for the sardine but more information will be necessary for the jack mackerel.

The sardine of California is somewhat less numerous in positive samples than the Californian anchovy. Off Peru the numbers of egg of sardines per unit surface area and the spawning area are increasing since 1972 (Santander, 1981). In September 1980, the spawning area of the sardine was larger than that of the anchovy and the egg densities of both species were very similar.

In the case of the jack mackerel, the larval abundance is less numerous than that of anchoveta and sardine (Santander and S. de Castillo, 1979; S. de Castillo, 1979).

REFERENCIAS - REFERENCES

- DIXON, W. and F. MASSEY JR. 1957. Introduction to statistical analysis. 2nd ed. New York: McGraw-Hill.
- EINARSSON, H., ROJAS de MENDIOLA and H. SANTANDER. 1966. Los desoves de peces en aguas peruanas durante 1961-64. in: Memoria del Primer Seminario Latino Americano Sobre el Océano Pacífico Oriental. Lima, Perú. 110-128.
- FARRIS, D. 1958. Jack mackerel eggs, Pacific coast, 1951-54. *Spec. Sci. Rep. Fish. U.S. Fish Wildl. Serv.* (263): 44 pp.
- HUNTER, J. and S. GOLDBERG. 1980. Spawning incidence and batch fecundity in northern anchovy, *Engraulis mordax*. *Fish. Bull. U. S.* 77: 641-652.
- HUNTER, J. and B. MACEWICZ. 1980. Sexual maturity, batch fecundity, spawning frequency, and temporal pattern of spawning for the northern anchovy, *Engraulis mordax*, during the 1979 spawning season. *CalCOFI Rep.* 21 : 139-149.
- PARKER, K. 1980. A direct method for estimating northern anchovy, *Engraulis mordax*, spawning biomass. *Fish. Bull. U.S.* 78 : 541-544.
- S. de CASTILLO, O. 1979. Distribución y variación estacional de larvas de peces en la costa peruana. *Inf. Inst. Mar Perú Callao.* 63 : 1-32.
- SANTANDER, H. 1981. Patrones de distribución y fluctuaciones de desoves de anchoveta y sardina. *Bol. Inst. Mar Perú Callao.* Vol. Extraordinario.
- _____ and O. S. de CASTILLO. 1979. El ictioplancton de la costa peruana. *Bol. Inst. Mar Perú Callao.* 4 (3) : 69-112.
- SMITH, P. 1973. The mortality and dispersal of sardine eggs and larvae. *Rapp. P. V. Réun., CIEM,* 164 : 282-292.
- _____ and S. RICHARDSON. 1977. Standard techniques for pelagic fish egg and larva surveys. *FAO Fisheries Technical Paper* N° 175, 100 pp.
- _____ and R. EPPLEY. 1981. Primary production and the anchovy population in the Southern California Bight: Comparison of time series. *Limnol. Oceanogr.* 27 : 1-17.
- STAUFFER, G. and S. PICQUELLE. 1980. Estimates of the 1980 spawning biomass of the central subpopulation of northern anchovy. *Southwest Fisheries Center Administrative Rep.* N° Lj-80-09.
- TRANTER, D. and P. Smith, 1968. Filtration performance. *UNESCO Monogr. Oceanogr. Methodol.* (2): 27-56.

NUMERO DE HUEVOS/m ²	ln (x)	FRECUENCIA	PROBABILIDAD DE LA MUESTRA	PROBABILIDAD ACUMULADA DE LA MUESTRA
NUMBER EGGS/m ² (x)	ln (x)	SAMPLE FREQUENCY	SAMPLE PROBABILITY	CUMULATIVE SAMPLE PROBABILITY
3	1.10	6	0.1017	0.1017
6	1.79	3	0.0508	0.1525
9	2.20	2	0.0339	0.1864
12	2.48	2	0.0508	0.2373
15	2.71	2	0.0339	0.2712
18	2.89	1	0.0169	0.2881
21	3.04	3	0.0508	0.3390
24	3.18	1	0.0169	0.3559
27	3.30	1	0.0169	0.3729
30	3.40	1	0.0169	0.3898
36	3.58	1	0.0169	0.4068
45	3.81	1	0.0169	0.4237
51	3.93	1	0.0169	0.4407
57	4.04	1	0.0169	0.4576
72	4.28	1	0.0169	0.4746
78	4.36	1	0.0169	0.4925
84	4.43	1	0.0169	0.5085
87	4.47	1	0.0169	0.5354
99	4.60	1	0.0169	0.5424
108	4.68	1	0.0169	0.5593
120	4.79	1	0.0169	0.5763
126	4.84	1	0.0169	0.5932
153	5.03	1	0.0169	0.6102
183	5.21	1	0.0169	0.6271
309	5.73	1	0.0169	0.6441
312	5.74	1	0.0169	0.6610
324	5.78	1	0.0169	0.6780
357	5.88	1	0.0169	0.6949
393	5.97	1	0.0169	0.7119
459	6.13	1	0.0169	0.7288
474	6.16	1	0.0169	0.7458
492	6.20	1	0.0169	0.7627
612	6.42	1	0.0169	0.7797
630	6.45	1	0.0169	0.7966
804	6.69	1	0.0169	0.8136
858	6.75	1	0.0169	0.8305
1041	6.95	1	0.0169	0.8475
1128	7.03	1	0.0169	0.8644
1470	7.29	1	0.0169	0.8814
1677	7.42	1	0.0169	0.8983
1992	7.60	1	0.0169	0.9153
2637	7.88	1	0.0169	0.9322
4557	8.42	1	0.0169	0.9492
4710	8.46	1	0.0169	0.9661
4887	8.49	1	0.0169	0.9831
5703	8.65	1	0.0169	1.0000

Tabla 1 Distribución de frecuencias y probabilidades de las muestras de huevos de anchoveta sin agrupar en agosto de 1961 (según Einarsson, Rojas de Mendiola y Santander, 1966 - modificado).

Table 1 Frequency distribution (ungrouped) and probability of anchoveta egg samples from August 1961 (modified after Einarsson, Rojas de Mendiola and Santander, 1966).

NUMERO DE HUEVOS/m ²	ln (x)	FRECUENCIA	PROBABILIDAD	PROBABILIDAD ACUMULADA DE LA MUESTRA
NUMBER EGGS/m ² (x)	ln (x)	SAMPLE FREQUENCY	SAMPLE PROBABILITY	CUMULATIVE SAMPLE PROBABILITY
1 - 4	1.39	6	0.1017	0.1017
4 - 16	2.77	10	0.1695	0.2712
16 - 64	4.16	11	0.1864	0.4576
64 - 256	5.55	10	0.1695	0.6271
256 - 1024	6.93	12	0.2034	0.8305
1024 - 4096	8.32	6	0.1017	0.9322
4096 +		4	0.0678	1.0000

Tabla 2 Distribución de frecuencias y probabilidades agrupadas de las muestras de huevos de anchoveta en agosto de 1961 (según Einarsson, Rojas de Mendiola y Santander, 1966 - modificado).

Table 2 Frequency distribution (grouped) and probability of anchoveta egg samples from August 1961 (modified after Einarsson, Rojas de Mendiola and Santander, 1966).

4 128	5 688	11 355
4 140	5 820	13 362
4 140	6 264	13 788
4 164	6 336	13 824
4 368	6 516	14 400
4 396	7 008	15 120
4 401	7 110	15 120
4 545	7 152	15 936
4 635	7 515	16 107
4 650	7 728	16 140
4 656	7 980	18 576
4 656	8 010	21 096
4 680	8 535	22 344
4 716	8 640	22 560
4 758	8 868	22 956
4 845	9 072	23 004
4 845	9 132	24 060
4 848	9 204	24 288
4 944	9 300	25 872
5 040	9 360	27 192
5 088	9 984	29 565
5 172	10 200	42 792
5 268	10 344	57 400
5 322	10 524	74 496
5 424	10 728	81 876
5 652	10 884	107 376

Tabla 3 Muestras con gran número de huevos de anchoveta, 1966-1979.

Table 3 Samples with large anchoveta egg numbers from 1966-1979.

NUMERO DE HUEVOS/m ²	1-	4-	16-	64-	256-	1024-	4096+	TOTAL
NUMBER EGGS/m ²	4	16	64	256	1024	4096		
PROMEDIO GEOMETRICO	2	8	32	128	512	2048	14256	
GEOMETRIC MEAN								
CRUCERO								
CRUISE								
6602	4	3	6	3	0	0	0	16
6608	1	1	1	0	0	0	0	3
6609	0	3	5	9	13	11	18	59
6611	2	1	5	4	6	3	2	23
6702	1	4	4	1	2	2	1	15
6705	1	1	1	0	1	0	0	4
6709	6	4	11	14	9	13	9	66
6711	3	1	4	3	4	4	2	21
7207	7	9	4	5	4	8	2	39
7208	13	3	4	20	9	7	1	57
7209	13	7	10	8	19	7	7	71
7210	0	1	6	11	4	8	0	30
7301	0	4	8	7	2	10	3	34
7309	12	18	15	23	15	8	4	95
7311	7	12	11	12	14	12	7	75
7807	10	22	25	18	25	16	10	126
7902	18	12	11	10	3	6	3	63
7909	17	19	15	12	20	17	14	114
ANOS								
YEARS								
1966-1967	18	18	37	34	35	33	32	
1972-1979	97	107	109	126	115	99	51	911

Tabla 4 Distribución de frecuencias agrupadas de muestras de huevos de anchoveta de 1966 a 1979.

Table 4 Group frequency distributions of anchoveta egg samples from 1966-1979.

NUMERO DE HUEVOS/m ²	ln (x)	FRECUENCIA	PROBABILIDAD	PROBABILIDAD ACUMULADA DE LA MUESTRA
NUMBER EGGS/m ² (x)	ln (x)	FREQUENCY	SAMPLE PROBABILITY	CUMULATIVE SAMPLE PROBABILITY
1966 - 1967				
1 - 4	1.39	18	0.0870	0.0870
4 - 16	2.77	18	0.0870	0.1739
16 - 64	4.16	37	0.1787	0.3527
64 - 256	5.55	34	0.1643	0.5169
256 - 1024	6.93	35	0.1691	0.6860
1024 - 4096	8.32	33	0.1594	0.8454
4096 +		32	0.1546	1.0000
1972 - 1979				
1 - 4	1.39	97	0.1378	0.1378
4 - 16	2.77	107	0.1520	0.2898
16 - 64	4.16	109	0.1548	0.4446
64 - 256	5.55	126	0.1790	0.6236
256 - 1024	6.93	115	0.1634	0.7869
1024 - 4096	8.32	99	0.1406	0.9276
4096 +		51	0.0724	1.0000

NUMERO DE HUEVOS/m ²	1966 - 1967		1972 - 1979		1966 - 1979
	FRECUENCIA	PROBABILIDAD	FRECUENCIA	PROBABILIDAD	
NUMBER EGGS/m ²	FREQUENCY	PROBABILITY	FREQUENCY	PROBABILITY	PROBABILIDAD PROMEDIO MEAN PROBABILITY
1 - 4	18	0.0870	97	0.1378	0.1124
4 - 16	18	0.0870	107	0.1520	0.1195
16 - 64	37	0.1787	109	0.1548	0.1668
64 - 256	34	0.1643	126	0.1790	0.1717
256 - 1024	35	0.1691	115	0.1634	0.1663
1024 - 4096	33	0.1594	99	0.1406	0.1500
4096 +	32	0.1546	51	0.0724	0.1135
NUMERO PROMEDIO DE HUEVOS/MUESTRA MEAN NUMBER EGGS/SAMPLE	2644.5		1433.7		2038.5
S.D.	5026.2		3649.9		4425.4

Tabla 5 Distribución de frecuencias y probabilidades agrupadas de muestras de huevos de anchoveta de 1966 a 1979.

Tabla 6 Probabilidad promedio y número promedio de huevos de anchoveta por muestra de 1966 a 1979.

Table 5 Group frequency distribution and probability of anchoveta egg samples from 1966-1979.

Table 6 Mean probability and mean number of eggs per sample of anchoveta egg samples from 1966-1979.

NIVEL DE PRECISION	NUMERO DE MUESTRAS DE HUEVOS		CONFORMACION DE LA UNIDAD DE MUESTRA SELECCIONADA	NUMERO DE TRANSECTOS	DISTANCIA TOTAL + 1280 mi	TIEMPO (DIAS)			DURACION DEL CRUCERO (DIAS)
	POSITIVAS POSITIVE	TOTAL				SELECTED SHAPE OF SAMPLE UNIT (MILES)	NUMBER OF TRANSECTS	TOTAL DISTANCE (+1280 mi)	
± 30 %	209	924	8 x 8	80	7200	10	5	29	44
			4 x 16	40	3600	10	5	17	32
			3 x 21	30	2700	10	5	14	29
± 20 %	471	2082	5.3 x 5.3	121	10980	22	5	43	70
			4 x 7	91	8200	22	5	33	60
			3 x 9	71	6400	22	5	27	54
± 10 %	1885	8332	2.6 x 2.6	246	22140	87	5	81	173

Tabla 7 Tabla para decisión de diseños de exploración
Table 7 Decision chart for survey design.

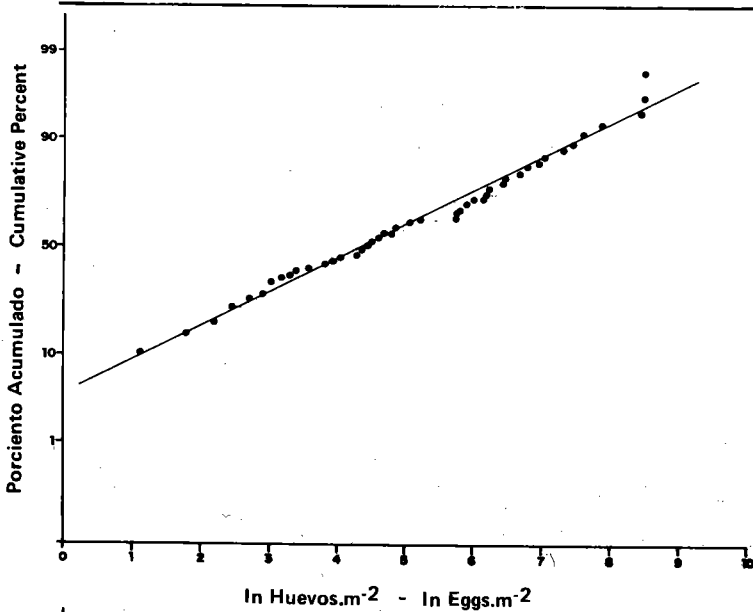


Figura 1

Ploteo de la distribución porcentual acumulada sin agrupar vs. el ln del número de huevos por m² en papel de probabilidad normal. Muestras de huevos de anchoveta de agosto 1961 (según Einarsson, Rojas de Mendiola y Santander, 1966 - Modificado).

Figure 1

Plot of ungrouped cumulative percent distribution vs ln Nr of eggs per m² on normal probability paper. Anchoveta egg samples from August 1961 (modified after Einarsson, Rojas de Mendiola and Santander, 1966).

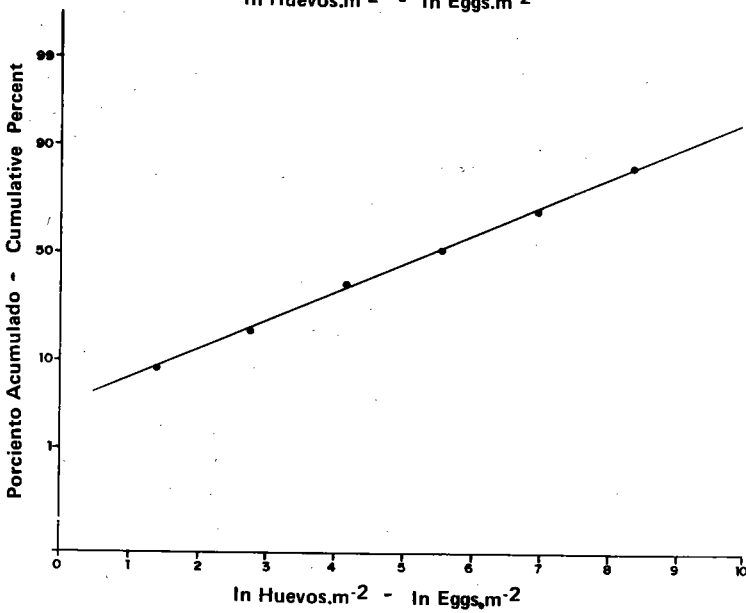


Figura 2

Ploteo de la distribución porcentual acumulada agrupada vs. el ln del número de huevos por m² en papel de probabilidad normal. Muestras de huevos de anchoveta de agosto 1961 (según Einarsson, Rojas de Mendiola y Santander, 1966 - Modificado)

Figure 2

Plot of grouped cumulative percent distribution vs. ln Nr. of eggs per m² on normal probability paper. Anchoveta egg samples from August 1961 (modified after Einarsson, Rojas de Mendiola and Santander, 1966).

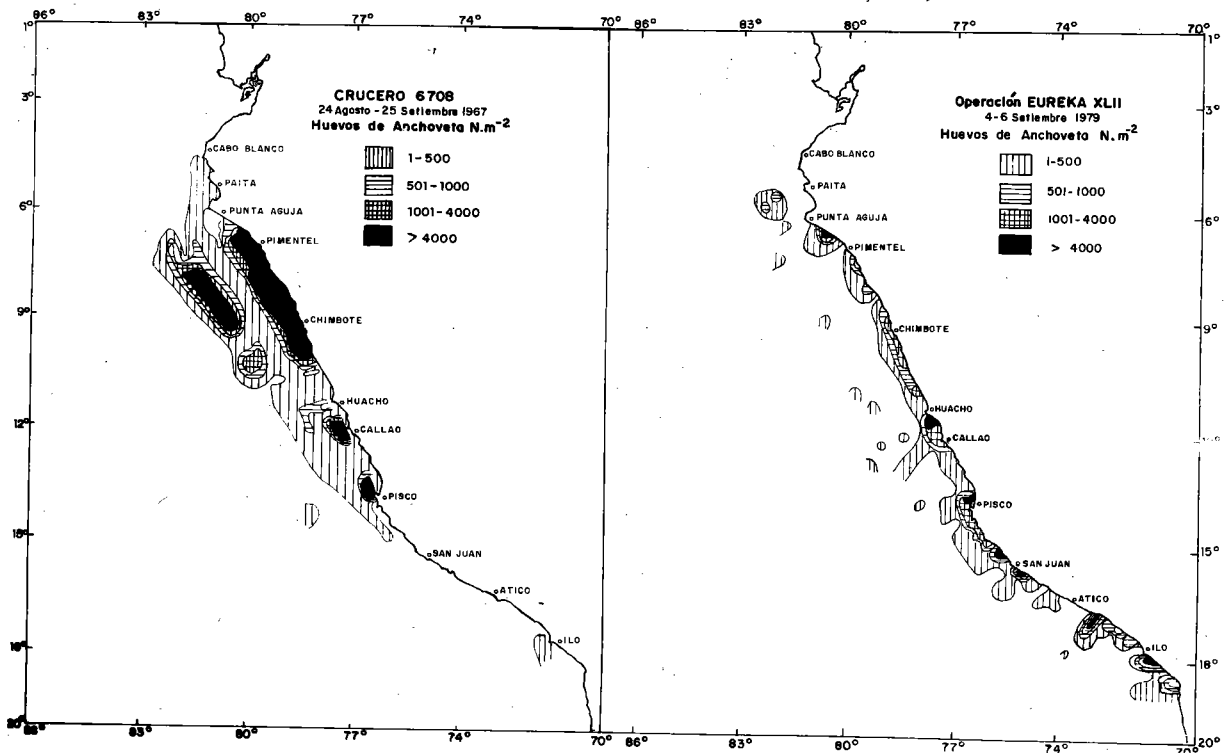


Figura 3 Area de muestreo y distribución geográfica de muestras de huevos de anchoveta antes y después de 1971.

Figure 3 Sampling area and geographic distribution of anchoveta egg samples before and after 1971.

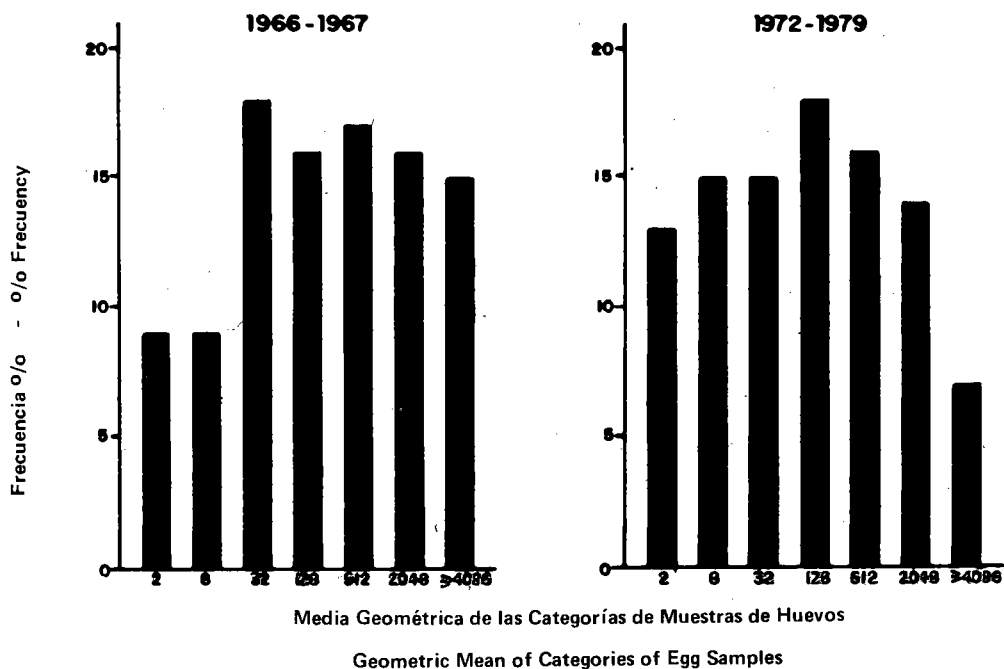


Figura 4 Comparación de la distribución de frecuencias, en por ciento, de las muestras de huevos antes y después de 1971.

Figure 4 Comparison of percent egg sample frequency distribution before and after 1971.

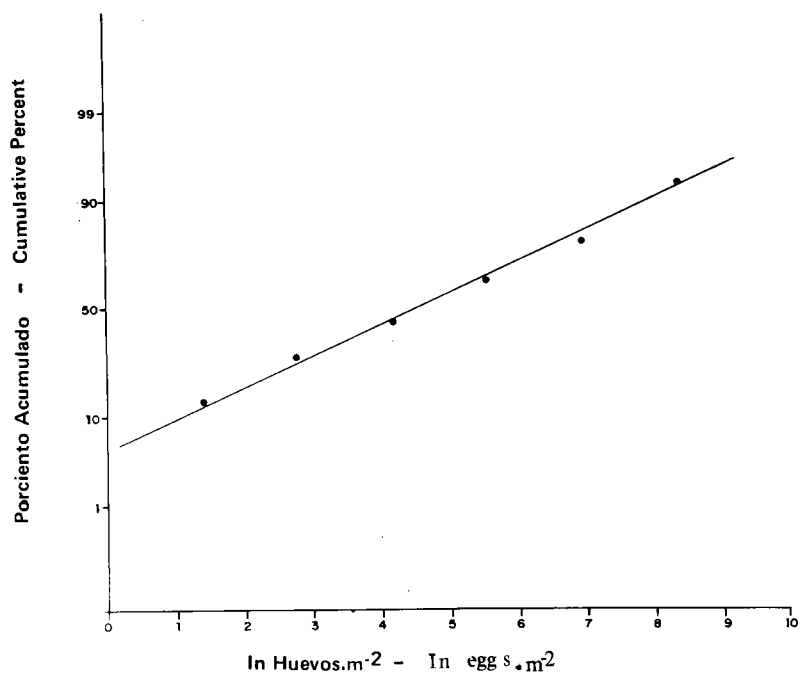


Figura 5 Ploteo de la distribución porcentual acumulada, agrupada y en por ciento, versus número de huevos por m² en papel de probabilidad normal. Muestras de huevos de anchoveta de 1966-1967.

Figure 5 Plot of grouped cumulative percent distribution versus ln of the Nr. of eggs per m² on normal probability paper. Anchoveta egg samples from 1966-1967.

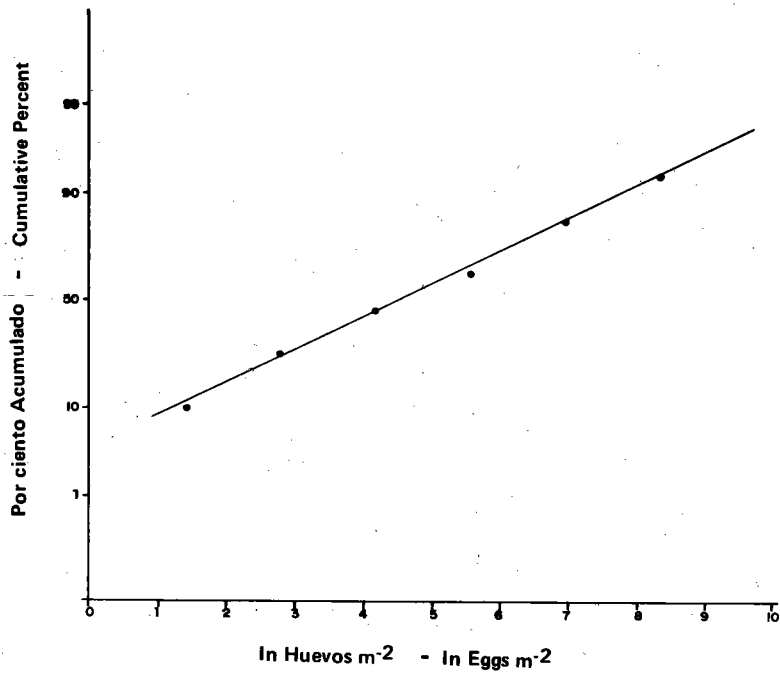


Figura 6 Ploteo de la distribución porcentual acumulada, agrupada y en por ciento, versus número de huevos por m² en papel de probabilidad normal. Muestras de huevos de anchoveta de 1972 a 1979.

Figure 6 Plot of grouped cumulative percent distribution versus ln Nr. of eggs per m² on normal probability paper. Anchoveta egg samples from 1972-1979.

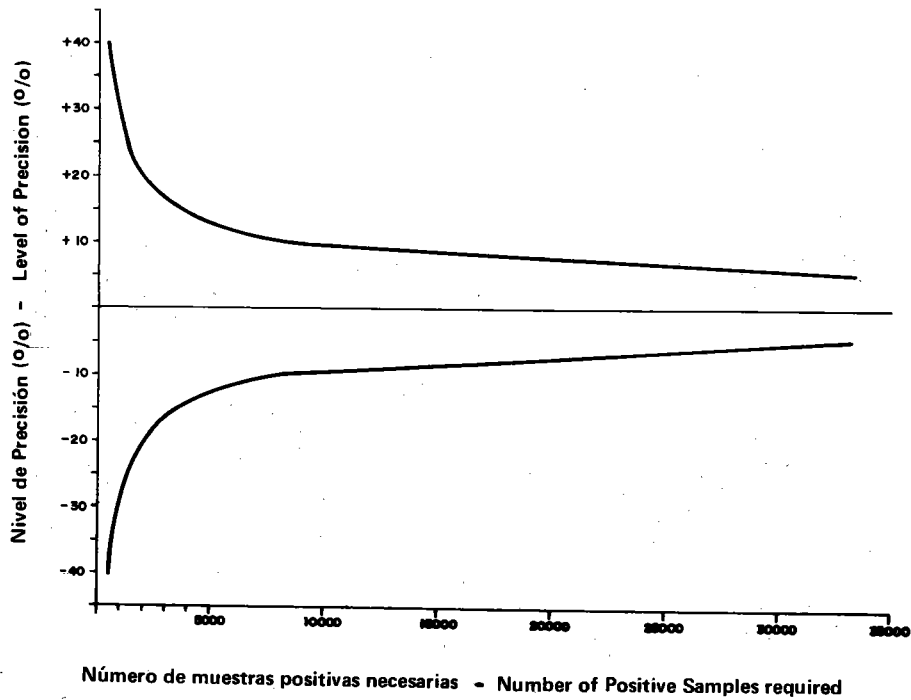


Figura 7 Relación entre la precisión y el número de muestras requerido en el muestreo de huevos de la anchoveta peruana.

Figure 7 Relationship between precision and number of samples required for egg samples of Peruvian anchoveta.

Se terminó de imprimir en los
Talleres Gráficos de Servicios Editoriales EDISERT E.I.R.L.
en Mayo de 1982
Lima-Perú