

## DISEÑO DE MUESTREO PROBABILISTICO PARA LA PESQUERIA CON CHINCHORRO PLAYERO EN EL PUERTO DE CELESTUN, YUCATAN, MEXICO

### PROBABILITY SAMPLING DESIGN FOR A BEACH SEINE FISHERY OFF CELESTUN, YUCATAN, MEXICO

R. Solana-Sansores  
F. Arreguín-Sánchez

Centro de Investigación y de Estudios Avanzados del IPN - Unidad Mérida  
Apartado Postal 73 Cordemex  
Mérida, Yucatán 97310, México

Solana-Sansores, R. y Arreguín-Sánchez, F. (1990). Diseño de muestreo probabilístico para la pesquería con chinchorro playero en el puerto de Celestún, Yucatán, México. *Probability sampling design for a beach seine fishery off Celestún, Yucatán, Mexico*. *Ciencias Marinas*, 16(4): 43-60.

#### RESUMEN

La pesquería de chinchorro playero se desarrolla en las inmediaciones del puerto de Celestún, por medio de una flota de embarcaciones de aproximadamente 30 pies de eslora, obteniendo dentro de su captura individuos de aproximadamente 60 especies de las cuales cinco son de importancia tanto por su abundancia como comercialmente. Los desembarcos se realizan en el puerto de abrigo y la captura es dividida, según la calidad del producto, en dos categorías principales: (1) captura que se destina a filete de pescado, donde casi el 90% del producto es armado (*Orthopristis chrysoptera*) y (2) captura que se destina para la elaboración de harina de pescado o para el uso de carnada, cuyas principales especies son la vivita de hebra (*Opisthonema oglinum*), vivita escamada (*Harengula jaguana*), xlavita (*Lagodon rhomboides*) y postá (*Archosargus rhomboidalis*).

Un diseño de muestreo estratificado en dos etapas es propuesto en cada categoría (filete o harina de pescado) para la obtención de estimaciones del peso promedio, número de individuos totales, proporción de individuos por clase de longitud y número de individuos por clase de longitud para cada especie, así como la proporción de individuos por especie. Se prueban las expresiones de los estimadores y sus varianzas por medio de un ejemplo hipotético, a través de datos generados por computadora.

#### ABSTRACT

A beach seine fishery is developed off Celestún on the northwestern coast of Yucatán, by a fleet composed of small boats about 30 feet long. Landings include fishes of around 60 species, but only five of them are important. Catches are classified according to their terminal fate: (1) fish fillet, where the pigfish (*Orthopristis chrysoptera*) represents 90.1% of catches, and (2) fish meal and bait where catches are composed of Atlantic thread herring (*Opisthonema oglinum*), scaled sardine (*Harengula jaguana*), pinfish (*Lagodon rhomboides*) and seabream (*Archosargus rhomboidalis*).

A stratified two-stage sampling design is proposed per each fate-category to obtain information on average weight, total number of fishes, proportion and number of fishes per length and species. Parameters and their variances were tested through a hypothetical example.

## INTRODUCCION

La pesquería con chinchorro playero en el estado de Yucatán se desarrolla en las inmediaciones del puerto de Celestún (Fig. 1), y por sus características de captura de varias especies se le considera como una pesquería de especies múltiples. El arte de pesca es un chinchorro playero de aproximadamente 1 km de longitud por 1.5 m de altura, y una luz de malla de 1 cm, el cual es operado en una sola maniobra de pesca nocturna.

El desembarco es llevado a cabo, por lo general, en un solo lugar (el puerto de abrigo), por el uso de canastas de 50 kg en dos categorías principales: la captura destinada para filete de pescado y la captura destinada para harina y carnada. De las aproximadamente 80 especies capturadas, cinco son de importancia por el volumen de captura e interés comercial: el armado (*Orthopristis chrysoptera*), el postá (*Archosargus rhomboidalis*), la clavita (*Lagodon rhomboides*), la vivita de hebra (*Opisthonema oglinum*) y la vivita escamuda (*Harengula jaguana*).

En el año de 1986 se plantea el problema de estudiar la dinámica de las poblaciones de las especies más importantes, por lo que se hace necesario un diseño de muestreo que permita obtener muestras individuales de cada especie que provengan de una población de especies múltiples.

En las mismas condiciones de desembarco, Sen (1986) plantea un diseño de muestreo estratificado en dos etapas para la pesquería del pez roca *Sebastes* sp. en las costas de California, comparando diferentes tipos de estimadores. Asimismo, este mismo esquema se ha implementado para diseños de muestreo en la captura comercial de pesquerías uniespecíficas de peces e invertebrados (Abramson, 1968; Tomlinson, 1971; Pérez y Briquets, 1981; Stevenson, 1983; Bailey, 1983; Quinn *et al.*, 1983; Baird y Stevenson, 1983; Schweigert y Sibert, 1983; Schweigert *et al.*, 1985; Chester y Waters, 1985; Vaske, 1987) y para pesquerías de especies múltiples (Burns *et al.*, 1983). Además, se han analizado estimadores bajo estos esquemas de muestreo (Hankin, 1984; Gavaris y Gavaris, 1983).

## INTRODUCTION

A beach seine fishery is developed off Celestún on the northwestern coast of Yucatán (Fig. 1). Due to its catch composition, it is considered a multiple species fishery. A beach seine net, approximately 1 km long by 1.5 m high and 1 cm mesh size, is operated in a single night fishing maneuver.

Landings are usually made at one place (port of distress), using 50 kg baskets, in two main categories: the catch destined for fish fillet and the catch destined for fish meal and bait. Of the approximately 80 species caught, five are of importance because of their abundance and commercial interest: the pigfish (*Orthopristis chrysoptera*), seabream (*Archosargus rhomboidalis*), pinfish (*Lagodon rhomboides*), Atlantic thread herring (*Opisthonema oglinum*) and scaled sardine (*Harengula jaguana*).

In 1986 the question of studying the dynamics of fish populations of the most important species arose. A sampling design was therefore necessary, allowing individual samples of each species from a multiple species population to be obtained.

Under the same landing conditions, Sen (1986) proposed a stratified two-stage sampling design for the rockfish (*Sebastes* sp.) fishery off the coast of California, comparing different types of estimators. Likewise, this plan has been implemented in sampling designs for commercial catches of specific fish and invertebrate fisheries (Abramson, 1968; Tomlinson, 1971; Pérez and Briquets, 1981; Stevenson, 1983; Bailey, 1983; Quinn *et al.*, 1983; Baird and Stevenson, 1983; Schweigert and Sibert, 1983; Schweigert *et al.*, 1985; Chester and Waters, 1985; Vaske, 1987) and for multiple species fisheries (Burns *et al.*, 1983). Furthermore, estimators have been analysed with these sampling designs (Hankin, 1984; Gavaris and Gavaris, 1983).

The objective of the present work is to propose a probability sampling design to obtain landing catch samples of the beach seine fishery off Celestún, Yucatán, in order to estimate the catch expressed in number of fishes per length.

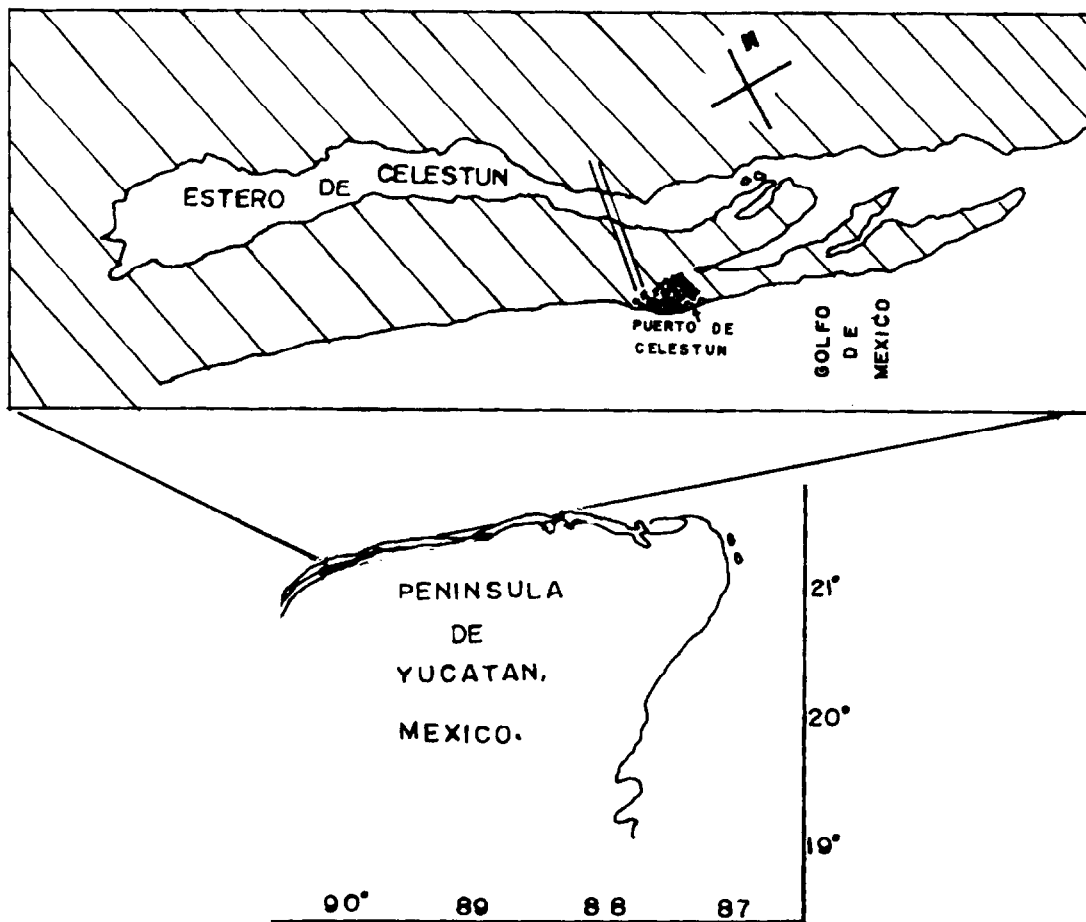


Figura 1. Localización del puerto de Celestún.  
Figure 1. Location of Celestún harbour.

El presente trabajo tiene como objetivo proponer un sistema de muestreo probabilístico para la obtención de muestras de captura de desembarco de la pesquería con chinchorro playero del puerto de Celestún, Yucatán, con el fin de obtener la captura expresada en número de individuos por clase de longitud.

#### DISEÑO DE MUESTREO

Debido a que los desembarcos de la captura comercial se realizan en un mismo lugar y suponiendo una sola maniobra de

#### SAMPLING DESIGN

Since the commercial catch is unloaded at one place and assuming only one night fishing manoeuvre, a stratified two-stage sampling design was defined. A stratum was assigned to each category (fillet and fish meal), the primary units to the boats-voyages (fishing gear) and the secondary units to the fishes. From these, information is obtained on certain variables of interest, such as length-weight and species.

pesca nocturna, se decidió por un esquema de muestreo estratificado en dos etapas, asignando cada categoría (filete y harina de pescado) como un estrato, las unidades primarias como las embarcaciones-viajes (o más propiamente, el arte de pesca), y las unidades secundarias los peces, de los cuales se extrae la información de las variables de interés, como la longitud-peso y especie.

Este diseño de muestreo marca los siguientes supuestos: (1) aleatoriedad en la toma de la muestra, (2) aleatoriedad en la llegada de las embarcaciones al puerto de desembarco, y (3) distribución normal de los pesos.

### ESTIMADOR DEL PESO PROMEDIO

Un estimador sobre el peso promedio de peces por categoría para una especie en particular es el siguiente:

$$\hat{\bar{w}} = \frac{1}{n} \sum_i \frac{1}{m_i} \sum_j w_{ij} \quad (1)$$

donde  $w_{ij}$  es el peso del  $j$ -ésimo pez en la  $i$ -ésima embarcación de una categoría  $l$ , para una cierta especie;  $m_i$  es el número de peces muestreados en la  $i$ -ésima embarcación;  $n$  es el número de embarcaciones muestreadas en el mes y  $\hat{\bar{w}}$  es la estimación del peso promedio de peces de una categoría para una especie.

La varianza del estimador del peso promedio:

$$Var\left(\frac{\hat{\bar{w}}}{\bar{w}}\right) = \frac{(1-f_1)S_b^2}{n} + \frac{f_1(1-f_2)S_w^2}{nm_i} \quad (2)$$

donde  $f_1$  es la fracción de muestreo de embarcaciones-viaje,  $f_2$  es la fracción de muestreo de peces por embarcación-viaje en una categoría de una especie y

This sampling design assumes: (1) randomness in the taking of samples, (2) randomness in the arrival of the boats to the unloading port and (3) normal weight distribution.

### ESTIMATOR OF AVERAGE WEIGHT

The following is an estimator of the average weight of fishes per category for one particular species:

where  $w_{ij}$  is the weight of the  $j$ -th fish in the  $i$ -th boat of a category  $l$ , for a certain species;  $m_i$  is the number of fishes sampled in the  $i$ -th boat;  $n$  is the number of boats sampled in the month and  $\hat{\bar{w}}$  is the estimate of the average weight of fishes of one category for one species.

The variance of the estimator of average weight is:

where  $f_1$  is the boat-voyage sampling fraction,  $f_2$  is the sampling fraction of fishes per boat-voyage in one category of one species and

$$S_b^2 = \frac{1}{N-1} \sum_i \left( \frac{\hat{\bar{w}}}{m_i} - \hat{\bar{w}} \right)^2 \quad (3)$$

$$S_w^2 = \frac{1}{N(m_i-1)} \sum_i \sum_j \left( w_{ij} - \frac{\hat{\bar{w}}}{m_i} \right)^2 \quad (4)$$

Cuando la fracción de muestreo  $f_1$  es pequeña, la ecuación (2) se reduce a lo siguiente:

When the sampling fraction  $f_1$  is small, equation (2) becomes:

$$Var\left(\hat{w}\right) = \frac{S_b^2}{n} \quad (5)$$

Para estimar la varianza total del estimador, así como de cada uno de sus componentes, se recurre al método del análisis de la varianza en dos etapas (Snedecor y Cochran, 1971).

To estimate the total variance of the estimator, as well as of each of its components, the two-stage variance analysis method (Snedecor and Cochran, 1971) is used.

En la Tabla I se presentan los pasos para la obtención del peso promedio y la estimación de la varianza. Debido a que los valores de peso de los organismos en algunas especies no se distribuían en forma normal, estos valores se convirtieron a logaritmos, por lo que es necesario obtener el anti-logaritmo del error estándar de los logaritmos de los pesos, para posteriormente obtener la varianza.

The steps followed to obtain the average weight and estimate the variance are shown in Table I. Since the weight values of the fishes of some species did not follow a normal distribution, the logarithms of these values were calculated, and the exponential of the standard error of the logarithms of the weights was obtained in order to estimate the variance.

En la Tabla II se presentan los valores estimados de los pesos promedio por especie en dos estratos. Como puede observarse, los valores del peso promedio en la captura comercial destinada a filete de pescado son mayores que aquellos obtenidos al analizar la captura destinada para harina de pescado.

The estimated values of the average weights per species in two strata are given in Table II. The average weight values of the commercial catch destined for fish fillet are higher than those obtained for the catch destined for fish meal.

### Tamaño de muestra óptimo

### Optimum sample size

Considérese la siguiente función de costos:

Consider the following cost function:

$$C = c_1 n + c_2 n m_i \quad (6)$$

donde  $C$  es el costo total del muestreo,  $c_1$  es el costo de entrevista y localización de una embarcación y  $c_2$  es el costo de medir un pez.

where  $C$  is the total sampling cost,  $c_1$  is the cost of locating and meeting a boat and  $c_2$  is the cost of measuring a fish.

Multiplicando la ecuación (6) por la varianza del estimador, el tamaño óptimo de muestra de unidades secundarias (peces) vendrá dado por la siguiente expresión (Cochran, 1980):

The optimum sample size of secondary units (fishes) can be obtained by multiplying equation (6) by the variance of the estimator (Cochran, 1980):

$$m_{i\text{opt}} = \left( \frac{c_1 S_w}{c_2 S_b^2} \right)^{1/2} \quad (7)$$

donde  $m_{i\text{opt}}$  es el tamaño de muestra óptimo de peces.

where  $m_{i\text{opt}}$  is the optimum sample size of fishes.

**Tabla I.** Procedimiento para el cálculo de la estimación del peso promedio en gramos del armado (*O. chrysoptera*) y su error de estimación, en la categoría de harina de pescado.**Table I.** Procedure for the calculation of the estimate of the average weight in grams of pigfish (*O. chrysoptera*) and its estimation error, in the fish meal category.

ANOVA					
F.V.	S.C.	G.L.	C.M.	F.	PROB. (F)
Lancha	1.664	9	0.185	1.729	.0945
Error	9.644	90	0.107		
Total	11.309	99			

$$S_w^2 = 0.107 \dots \rightarrow 92.23\%, S_b^2 = .008 \dots \rightarrow 6.77\%$$

$$\hat{w} = 32.36 \text{ g}$$

$$Var\left(\log \hat{w}\right) = \frac{CM \text{ Lanchas}}{nm} = \frac{0.185}{100} = 0.00185$$

$$E.E. \left(\log \hat{w}\right) = 0.136$$

$$\text{antilog } E.E. = 1.37$$

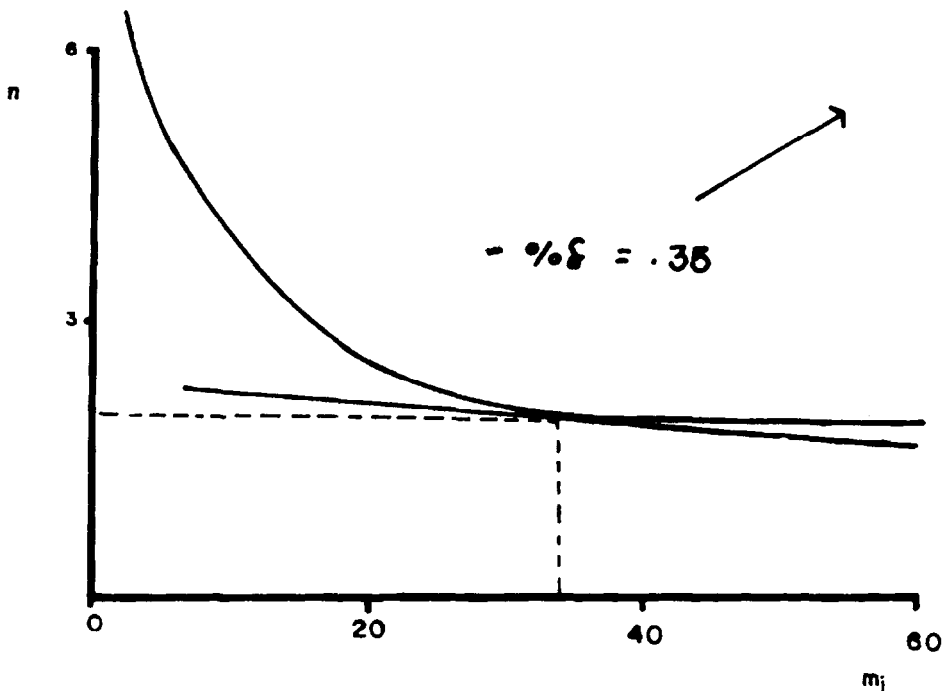
$$\therefore CV = 37\%$$

$$Var\left(\frac{\hat{w}}{w}\right) = (CV)^2 \left(\frac{\hat{w}}{w}\right)^2 = 143.36$$

$$I.C. \rightarrow 32.36 \pm 74\%$$

**Tabla II.** Estimación del peso promedio para las principales especies de la pesquería de chinchorro playero de Celestún.**Table II.** Estimate of the average weight for the main species of the beach seine fishery off Celestún.

Especie	$\hat{w}$ (g)	$Var\left(\frac{\hat{w}}{w}\right)$	I.C. al 95%
Armado en harina	32.36	143.36	32.36 $\pm$ 74%
Armado en filete	113.88	132.97	113.88 $\pm$ 20%
Xlavita en harina	144.68	325.57	144.68 $\pm$ 25%
Xlavita en filete	152.3	270.07	152.3 $\pm$ 21%
Postá en harina	121.52	292.22	121.52 $\pm$ 28%
Postá en filete	195.94	467.52	195.94 $\pm$ 22%
Vivita de hebra	7.36	1.9136	7.36 $\pm$ 38%
Vivita escamuda	12.36	6.73	12.36 $\pm$ 42%



**Figura 2.** Curvas de isovarianza e isocostos para la estimación del peso promedio de armado (*O. chrysoptera*) en harina de pescado. ( $m_i$  = peces,  $n$  = embarcaciones.)

**Figure 2.** Isovariance and isocost curves for the estimation of the average weight of pigfish (*O. chrysoptera*) in the fish meal category. ( $m_i$  = fishes,  $n$  = boats.)

Con  $m_{i,opt}$ , el tamaño de muestra de unidades primarias podrá obtenerse al sustituir  $m_{i,opt}$  en la ecuación (6), dado un costo o para una varianza fija, sustituir en la ecuación de la varianza del estimador.

Para ilustrar el uso de la ecuación (7) y la obtención de unidades primarias, considérese los siguientes valores de la varianza de la estimación del peso promedio en la xlavita (*Lagodon rhomboides*) de captura destinada para harina de pescado:  $c_1 = 725$  s,  $c_2 = 6$  s,  $s_1^2 = 109$  g<sup>2</sup>,  $s_2^2 = 2,166$  g<sup>2</sup>. Así,

$$m_{i,opt} = \left( \frac{725 \cdot 2166}{6 \cdot 109} \right)^{1/2} = 49 \text{ peces.}$$

El tamaño de muestra óptimo de unidades primarias, para un error de estimación del 10% ( $V_0 = 52$  g<sup>2</sup>), es el siguiente:

Substituting  $m_{i,opt}$  in equation (6) for a given cost or, for a fixed variance, in the variance of the estimator equation, the sample size of primary units can be obtained.

To illustrate the use of equation (7) and the obtaining of primary units, consider the following values of the variance of the average weight estimate of the pinfish (*Lagodon rhomboides*) catch destined for fish meal:  $c_1 = 725$  s,  $c_2 = 6$  s,  $s_1^2 = 109$  g<sup>2</sup>,  $s_2^2 = 2,166$  g<sup>2</sup>. Thus,

$$m_{i,opt} = \left( \frac{725 \cdot 2166}{6 \cdot 109} \right)^{1/2} = 49 \text{ fishes.}$$

The optimum sample size of primary units, for an estimation error of 10% ( $V_0 = 52$  g<sup>2</sup>), is the following:

$$n = \frac{1}{52}(109) + (2166/49) = 3 \text{ embar.}$$

Este tamaño de muestra pequeño de embarcaciones en comparación con el tamaño de muestra de peces, indica que las embarcaciones son homogéneas entre sí ( $s_1^2$  es pequeña en relación a  $s_2^2$ ).

En la Figura 2 se observan las curvas de isocostos e isovarianzas, obtenidas por los mismos parámetros, por medio del método gráfico propuesto por Chester y Waters (1985), para un nivel del error de estimación del 20%. Obsérvese que mientras mayor precisión es requerida, las curvas se alejarán del origen. El punto óptimo de tamaño de muestra es donde la curva de isovarianza es tangente a la curva de isocostos, que es el punto donde las dos pendientes son iguales.

#### PROPORCION DE INDIVIDUOS POR ESPECIE

Sea  $\hat{\pi}_{i,p}$ , la proporción promedio de individuos de una especie en la captura de desembarco. Un estimador bietápico de la proporción promedio será:

$$\hat{\pi}_{sp} = \frac{1}{n} \sum_i \pi_{i,sp} \quad (8)$$

suponiendo una distribución binomial de la proporción promedio de individuos, donde  $\pi_{i,p}$  es la proporción de individuos de una especie en la  $i$ -ésima embarcación y  $1 - \pi_{i,p}$  es la proporción de individuos de otras especies. La varianza del estimador de la proporción promedio, vendrá dada por la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} Var\left(\hat{\pi}_{sp}\right) &= \frac{(1-f_2)}{n(n-1)} \sum_i \left(\pi_{i,sp} - \hat{\pi}_{sp}\right)^2 \\ &+ \frac{f_1(1-f_2)m_i}{n^2(m_i-1)} \sum_i \pi_{i,sp} (1 - \pi_{i,sp}) \quad . \end{aligned} \quad (9)$$

La ecuación (9) se simplifica, cuando la fracción de muestreo de embarcaciones ( $f_1$ ) es pequeña, a la siguiente expresión:

$$n = \frac{1}{52}(109) + (2166/49) = 3 \text{ boats.}$$

This small sample size of boats in comparison to the sample size of fishes indicates that the boats are homogeneous ( $s_1^2$  is small in relation to  $s_2^2$ ).

The isocost and isovariance curves, obtained with the same parameters by means of the graphic method proposed by Chester and Waters (1985), for a 20% estimation error level are shown in Figure 2. Note that the higher the precision, the farther away from the origin the curves will move. The optimum point of sample size is where the isovariance curve is tangent to the isocost curve, which is the point where the two slopes are the same.

#### PROPORTION OF INDIVIDUALS PER SPECIES

Let  $\hat{\pi}_{i,p}$  be the average proportion of individuals of a species in the landing catch, a two-stage estimator of average proportion is:

assuming a binomial distribution of the average proportion of individuals, where  $\pi_{i,p}$  is the proportion of individuals of a species in the  $i$ -th boat and  $1 - \pi_{i,p}$  is the proportion of individuals of other species. The variance of the estimator of average proportion will be given by:

Equation (9) is simplified, when the boat sampling fraction ( $f_1$ ) is small, to the following expression:



$$Var\left(\frac{\hat{\pi}}{n}\right) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i \left(\pi_{i\ sp} - \frac{\hat{\pi}}{n}\right)^2 \quad (10)$$

**NUMERO TOTAL DE INDIVIDUOS POR ESPECIE**

Debido a que las especies en cada categoría de la captura comercial se encuentran mezcladas, la estimación del número total de individuos por especie tendrá necesariamente que incluir la estimación sobre los valores de la proporción por especie. Un estimador tipo Delta del número total de individuos por especie es el siguiente (Bevington, 1969; Seber, 1973):

**TOTAL NUMBER OF INDIVIDUALS PER SPECIES**

Since the species in each category of the commercial catch are mixed, the estimation of the total number of individuals per species will necessarily have to include the estimation of the values of the proportion per species. A Delta-type estimator of the total number of individuals per species is the following (Bevington, 1969; Seber, 1973):

$$\hat{N}_T = \frac{C \frac{\hat{\pi}}{n}}{\frac{\hat{w}}{w}} \quad (11)$$

donde  $\hat{N}_T$  es la estimación sobre el número total de individuos de una especie en la captura comercial,  $C$  es el peso registrado en la captura comercial en un mes determinado y  $\frac{\hat{w}}{w}, \frac{\hat{\pi}}{n}$ , son variables aleatorias.

where  $\hat{N}_T$  is the estimate of the total number of individuals of a species in the commercial catch,  $C$  is the weight registered in the commercial catch in a certain month and  $\frac{\hat{w}}{w}, \frac{\hat{\pi}}{n}$ , are random variables.

Por el método de propagación del error o método Delta (Bevington, 1969), la expresión de la varianza es la siguiente:

With the propagation of errors method or Delta method (Bevington, 1969), the expression of the variance is the following:

$$Var\left(\hat{N}_T\right) = \frac{C^2}{\frac{\hat{w}}{w}^2} Var\left(\frac{\hat{\pi}}{n}\right) + \frac{C^2 \frac{\hat{\pi}}{n}}{\frac{\hat{w}}{w}^4} Var\left(1/\frac{\hat{w}}{w}\right) - \frac{2C^2 \frac{\hat{\pi}}{n}}{\frac{\hat{w}}{w}^3} Cov\left(\frac{\hat{\pi}}{n}, \frac{\hat{w}}{w}\right) \quad (12)$$

En la Tabla III se muestran las estimaciones sobre el número total de individuos por especie para cada categoría y total, al sumar los estratos y sus respectivas varianzas.

The estimates of the total number of individuals per species for each category and total, on adding the strata and their respective variances, are shown in Table III.

**ESTIMACION DEL NUMERO DE INDIVIDUOS POR CLASE DE LONGITUD**

**ESTIMATION OF THE NUMBER OF INDIVIDUALS PER LENGTH**

Estimación de la proporción por clase de longitud por especie

Estimate of the proportion per length-class per species

**Tabla III.** Número total de individuos por especie de la pesquería de chinchorro playero de Celestún, Yucatán.**Table III.** Total number of individuals per species of the beach seine fishery off Celestún, Yucatán.

Especie	Valor estimado	Varianza	I.C. (95%)
1. Armado harina	0	-	-
2. Armado filete	889512	1.69E9	889512 ± 9%
<b>Total</b>	889512	1.69E9	889512 ± 9%
3. Postá harina	186577	5.91E8	186577 ± 26%
4. Postá filete	64623	4.20E7	64623 ± 20%
<b>Total</b>	251200	6.33E8	251200 ± 20%
5. Xlavita harina	0	-	-
6. Xlavita filete	83140	2.68E7	83140 ± 12%
<b>Total</b>	83140	2.68E7	83140 ± 12%
7. Vivita hebra	26658587	7.31E12	26658587 ± 20%
8. Vivita escamuda	1972957	2.77E10	1972957 ± 17%

Sea  $\hat{P}_E$ , la proporción de individuos por clase de longitud en una categoría, de una especie en particular, el estimador en dos etapas es el siguiente:

Let  $\hat{P}_E$ , be the proportion of individuals per length-class in a category, of a particular species, the two-stage estimator is:

$$\hat{P}_E = \frac{1}{n} \sum_i P_{iE} \quad (13)$$

Su varianza vendrá dada por la siguiente expresión:

Its variance will be given by:

$$Var\left(\hat{P}_E\right) = \frac{(1-f_1)}{n(n-1)} \sum_i \left(P_{iE} - \hat{P}_E\right)^2 + \frac{f_1(1-f_2)}{n(m_i-1)} \sum_i P_{iE} q_{iE} \quad (14)$$

donde  $P_{iE}$  es la proporción de individuos de la clase de longitud  $E$  en la  $i$ -ésima embarcación de una especie en particular, y  $q_{iE} = 1 - P_{iE}$  es la proporción de individuos que no pertenecen a la clase de longitud  $E$  en la  $i$ -ésima embarcación de una especie en particular.

where  $P_{iE}$  is the proportion of individuals of length-class  $E$  in the  $i$ -th boat of a certain species, and  $q_{iE} = 1 - P_{iE}$  is the proportion of individuals that do not belong to length-class  $E$  in the  $i$ -th boat of a certain species.

Cuando la fracción de muestreo de embarcaciones  $f_1$  es pequeña, la ecuación (13) se reduce a lo siguiente:

When the sample fraction of boats  $f_1$  is small, equation (13) becomes:

$$Var\left(\hat{P}_E\right) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i \left(P_{iE} - \hat{P}_E\right)^2 \quad (15)$$

cuya estimación se obtiene a través del modelo lineal del método del análisis de la varianza en dos etapas (Snedecor y Cochran, 1971).

Las Tablas IVa a IVe presentan las estimaciones de proporciones por clase de longitud de las cinco especies analizadas de las dos categorías. Obsérvese que existe una diferencia de proporciones por clase de longitud entre las dos categorías de cada especie, obteniéndose valores mayores en las últimas clases de longitud en filete de pescado, mientras que las clases de longitud predominantes en harina de pescado fueron las primeras en todas las especies.

which can be estimated with the linear model of the two-stage variance analysis method (Snedecor and Cochran, 1971).

The estimates of proportions per length-class of the five species analysed for both categories are given in Tables IVa to IVe. Note that there is a difference in proportions per length-class between the two categories of each species. Higher values were obtained in the last length-classes of the fish fillet category, while the predominant length-classes of the fish meal category were the first in all species.

**Tabla IVa.** Estimación de la proporción de individuos por clase de longitud de armado (*O. chrysoptera*), por categoría.

**Table IVa.** Estimate of the proportion of individuals per length-class of pigfish (*O. chrysoptera*), per category.

Clase long. (cm)	Harina de pescado		Filete de pescado	
	$\hat{P}$	$V\hat{ar}(\hat{P})$	$\hat{P}$	$V\hat{ar}(\hat{P})$
5.0 - 8.9	.16	.002	.03	4.6E-4
9.0 - 12.9	.51	.0019	.38	.0024
13.0 - 16.9	.25	.0018	.55	.0023
17.0 - 20.9	.08	6.2E-4	.04	4.9E-4
21.0 - 24.9	0	-	0	-

**Tabla IVb.** Estimación de la proporción de individuos por clase de longitud de postá (*A. rhomboidalis*), por categoría.

**Table IVb.** Estimate of the proportion of individuals per length-class of seabream (*A. rhomboidalis*), per category.

Clase long. (cm)	Harina de pescado		Filete de pescado	
	$\hat{P}$	$V\hat{ar}(\hat{P})$	$\hat{P}$	$V\hat{ar}(\hat{P})$
5.0 - 9.9	.05	2.8E-4	.02	1.8E-4
10.0 - 14.9	0.6	.0016	.28	.005
15.0 - 19.9	.35	.0018	.62	.004
20.0 - 24.9	.0	-	.08	7.1E-4
25.0 - 29.9	0	-	0	-

**Tabla IVc.** Estimación de la proporción de individuos por clase de longitud de xlavita (*L. rhomboides*), por categoría.

**Table IVc.** Estimate of the proportion of individuals per length-class of pinfish (*L. rhomboides*), per category.

Clase long. (cm)	Harina de pescado		Filete de pescado	
	$\hat{P}$	$V\hat{a}r(\hat{P})$	$\hat{P}$	$V\hat{a}r(\hat{P})$
5.0 - 9.9	.03	2.3E-4	.02	1.8E-4
10.0 - 14.9	.49	.0027	.64	.0027
15.0 - 19.9	.48	.0022	.34	.0027
20.0 - 24.9	0	-	0	-

**Tabla IVd.** Estimación de la proporción de individuos por clase de longitud de las especies vivita hebra (*O. oglinum*).

**Table IVd.** Estimate of the proportion of individuals per length-class of Atlantic thread herring (*O. oglinum*).

Clase long. (cm)	Harina de pescado	
	$\hat{P}$	$V\hat{a}r(\hat{P})$
5.0 - 7.9	.3	.02
8.0 - 10.9	.6	.02
11.0 - 13.9	.07	7.7E-3
14.0 - 16.9	.01	1E-3
17.0 - 19.9	0	-

**Tabla IVe.** Estimación de la proporción de individuos por clase de longitud de las especies vivita escamuda (*H. jaguana*).

**Table IVe.** Estimate of the proportion of individuals per length-class of scaled sardine (*H. jaguana*).

Clase long. (cm)	Harina de pescado	
	$\hat{P}$	$V\hat{a}r(\hat{P})$
4.0 - 7.9	.27	.02
8.0 - 11.9	.54	.038
12.0 - 15.9	.18	.040
16.0 - 19.9	.01	18 - 3
20.0 - 23.9	0	-

**Tabla V.** Número de individuos por clase de longitud de todas las especies importantes en la pesquería de chinchorro playero.

**Table V.** Number of individuals per length-class of all the important species in the beach seine fishery.

Especie	Clase long. (cm)	$\hat{N}_E$	$V\hat{a}r(\hat{N}_E)$	I.C. 95%
<i>O. chrysoptera</i>	5.0 - 8.9	26685	3.65E8	±143%
	9.0 - 12.9	338015	2.043E8	±9%
	13.0 - 16.9	489232	2.330E9	±20%
	17.0 - 20.9	35580	3.904E8	±111%
	21.0 - 24.9	0	-	-
<i>A. rhomboidalis</i>	5.0 - 9.9	10621	1.199E7	±65%
	10.0 - 14.9	130040	3.019E8	±27%
	15.0 - 19.9	105368	1.667E8	±25%
	20.0 - 24.9	5170	3.219E6	±69%
	25.0 - 29.9	0	-	-
<i>L. rhomboides</i>	5.0 - 9.9	1663	1.255E6	±135%
	10.0 - 14.9	53210	2.939E7	±20%
	15.0 - 19.9	28268	2.154E7	±33%
	20.0 - 24.9	0	-	-
<i>O. oglinum</i>	5.0 - 7.9	7997576	1.487E13	±96%
	8.0 - 10.9	15995152	1.684E13	±51%
	11.0 - 13.9	2399273	5.531E12	±196%
	14.0 - 16.9	266586	7.114E11	±632%
	17.0 - 19.9	0	-	-
<i>H. jaguana</i>	4.0 - 7.9	532698	7.987E10	±106%
	8.0 - 11.9	1065397	1.548E11	±74%
	12.0 - 15.9	355132	3.020E10	±98%
	16.0 - 19.9	19730	3.894E9	±633%

**Tamaño óptimo de muestra para proporciones por clase de longitud**

Dada la función de costos (ecuación 6) y la varianza del estimador (ecuación 13), el tamaño óptimo de muestra estará dado por la siguiente ecuación:

$$m_{i\ Eopt} = \left( \frac{c \cdot S_w^2}{c_2 \cdot S_b^2} \right)^{1/2} \quad (16)$$

El tamaño de muestra óptimo para embarcaciones  $n$ , se podrá obtener al sustituir  $m_{i\ eop}$  en la función de costos, dado un costo fijo, o sustituyendo  $m_{i\ eop}$  en la ecuación de la varianza, con un error de estimación fijo.

**Optimum sample size for proportions per length-class**

Given the cost function (equation 6) and the variance of the estimator (equation 13), the optimum sample size will be given by:

The optimum sample size for  $n$  boats can be obtained by substituting  $m_{i\ eop}$  in the cost function, given a fixed cost, or substituting  $m_{i\ eop}$  in the variance equation with a fixed estimation error.

Una forma de obtener un tamaño de muestra para cada clase de longitud es a través del método gráfico, asumiendo que el tamaño de muestra óptimo será aquel que cumpla con los requisitos de todos los niveles de error de estimación de todas las clases de longitud (Waters y Chester, 1987).

One way of obtaining a sample size for each length-class is by means of the graphic method, assuming that the optimum sample size will be the one that fulfills the requirements of all the levels of estimation error of all the length-classes (Waters and Chester, 1987).

**Número de individuos por clase de longitud**

**Number of individuals per length-class**

Un estimador Delta sobre el número de individuos por clase de longitud es el siguiente:

A Delta estimator of the number of individuals per length-class is the following:

$$\hat{N}_E = \hat{N}_T \cdot \hat{P}_E \quad (17)$$

y la varianza del estimador, obtenida por medio del método de propagación del error o Delta, es el siguiente (Bevington, 1969; Seber, 1973):

and the variance of the estimator, obtained through the propagation of errors or Delta method, is (Bevington, 1969; Seber, 1973):

$$\begin{aligned} Var\left(\hat{N}_E\right) &= \hat{N}_T^2 Var\left(\hat{P}_E\right) + \hat{P}_E^2 Var\left(\hat{N}_T\right) \\ &- 2\hat{N}_T\hat{P}_E\left(Cov\left(\hat{P}_E, \hat{N}_T\right)\right) . \end{aligned} \quad (18)$$

Cuando la especie se encuentra en las dos categorías, el número total de individuos por clase de longitud por especie podrá expresarse de la siguiente forma:

When the species is found in both categories, the total number of individuals per length-class per species can be expressed as follows:

$$\hat{N}_E = \sum_l \hat{N}_E \quad (19)$$

y su varianza:

and its variance:

$$Var\left(\hat{N}_E\right) = \sum_l Var\left(\hat{N}_E\right) . \quad (20)$$

En la Tabla V se presentan los valores de estimación del número de individuos por clase de longitud por especie de los valores presentados para el ejemplo.

The estimation values of the number of individuals per length-class per species of the values shown for the example are given in Table V.

## DISCUSION Y CONCLUSIONES

La aplicación del muestreo probabilístico para la extracción de información de la captura comercial, ha sido demostrado que es muy eficiente; sin embargo, en la mayoría de los casos, el supuesto de aleatoriedad de la toma de las muestras no se cumple (Chester y Waters, 1985). La violación de este supuesto se debe a que la toma de muestras de embarcaciones está sujeta a que estén disponibles en la zona de desembarco en el momento del muestreo. Esta dificultad ha sido ampliamente discutida por diferentes autores, quienes argumentan que el no cumplir con ese supuesto ocasionará fuertes sesgos sistemáticos imposibles de evaluar desde la muestra (Tomlinson, 1971; Pérez y Briquets, 1981). En este sentido, es importante evaluar qué tan alejada se encuentra la presente muestra de una muestra aleatoria, tomando como criterios observaciones en campo, zona de pesca, tipo de sedimento encontrado en la misma y el tiempo de la maniobra.

Con lo referente a la toma de información de peces por embarcación, es más recomendable realizarlo por medio de una selección aleatoria de las canastas que se utilizan para descargar el producto, como unidad secundaria, y de ahí obtener los peces, con el fin de evitar sesgos potenciales en la selección de individuos por parte del personal participante (Sen, 1986).

Por otro lado, es importante no tener grandes desviaciones de la distribución de frecuencia de los datos con respecto a la distribución normal, ya que de lo contrario existirán fuertes diferencias de ubicación de los intervalos de confianza en las estimaciones, que en ocasiones pueden ser grandes con respecto a los verdaderos valores. Estas diferencias serán más grandes mientras mayor sea la desviación de dicha distribución.

Con respecto al estimador del peso promedio, cuando en las unidades primarias se registren diferencias en el tamaño podrá existir un sesgo potencial por selección, por lo que para estos casos será importante corregir la selección por medio de índices sobre el tamaño de la unidad primaria y seleccionar la muestra a través del método de probabilidad proporcional al tamaño (Hankin, 1984;

## DISCUSSION AND CONCLUSIONS

The application of probability sampling for the extraction of information on commercial catches has proved to be very efficient. However, in most cases, the assumption of randomness of the taking of samples is not fulfilled (Chester and Waters, 1985). The reason for this is that the taking of samples of boats is subject to their availability at the unloading port at the time of the sampling. This difficulty has been widely discussed by several authors, who argue that strong systematic biases, impossible to evaluate solely from the sample, will be caused if this assumption is not fulfilled (Tomlinson, 1971; Pérez and Briquets, 1981). In this sense, it is important to evaluate just how different the present sample is from a random sample, taking as criteria field observations, fishing zone, type of sediment found in it and the time of manœuvre.

It is advisable that the information on fishes per boat be obtained by a random selection of the baskets used to unload the product, as secondary unit, and from that obtain the fishes, in order to avoid potential biases in the selection of individuals by the personnel involved (Sen, 1986).

On the other hand, it is important not to have large deviations of the frequency distribution of the data from the normal distribution, otherwise strong differences would exist in the location of the confidence intervals in the estimates, which occasionally can be large in relation to real values. The larger the deviation of this distribution, the larger these differences will be.

Regarding the average weight estimator, when differences in size are recorded in the primary units there can be a potential bias due to selection. In these cases it will be important to correct the selection by means of indices of the size of the primary unit and select the sample using the method of probability proportional to size (Hankin, 1984; Schweigert *et al.*, 1985). Here, differences in size of the boats and fishing gear were not recorded, hence the proposed estimator is considered adequate.

Schweigert *et al.*, 1985). En este caso no se registraron diferencias de tamaño en las embarcaciones y equipos de pesca, por lo que el estimador propuesto es considerado como adecuado.

Las poblaciones estudiadas son altamente cambiantes, tanto en su peso promedio como en su varianza, y debido a que los métodos para el tamaño de la muestra descansan sobre los valores de varianza, el método gráfico resulta de gran utilidad cuando se fija de antemano un tamaño de muestra por etapa y evaluar la eficiencia en la estimación.

La proporción de individuos por especie es estimada asumiendo una distribución binomial, obteniendo la estimación de la proporción para cada una de las diferentes especies involucradas, que de principio ofrece una estimación aproximada. Sin embargo, es importante explorar alternativas para la estimación simultánea de todas las proporciones de individuos por especie a través del uso de los intervalos de confianza simultánea de Goodman (Chester y Waters, 1985), o por medio de estimadores provenientes de una distribución multinomial (Gavaris y Gavaris, 1983).

Con lo que respecta al número total de individuos por especie, su exactitud estará condicionada a la veracidad del reporte de la captura total registrada mensualmente, mientras que la precisión estará determinada por la precisión en las estimaciones del peso promedio y la proporción de individuos por especie.

Con lo que respecta al estimador propuesto sobre el número de individuos por clase de longitud para cada una de las especies analizadas, este estimador depende tanto de la estimación de la proporción de individuos por clase de longitud como de la estimación del número total de individuos. Asimismo, la expresión de su varianza tiene explícitamente la variabilidad de las dos variables aleatorias involucradas, lo cual es una información que servirá para observar el impacto que tiene esta incertidumbre en el manejo y administración de la pesquería.

Por último, es importante observar que es necesario realizar un estudio acerca de la edad y el crecimiento de las especies, donde

The populations studied are highly variable, both in average weight and in variance. Since the methods for the size of the sample are based on values of variance, the graphic method is very useful when a sample size per stage is fixed beforehand and the efficiency of the estimation is evaluated.

The proportion of individuals per species is estimated assuming a binomial distribution, obtaining the estimate of the proportion for each of the different species involved; in principle this offers an approximate estimate. However, it is important to explore alternatives for the simultaneous estimation of all the proportions of individuals per species by using Goodman's simultaneous confidence intervals (Chester and Waters, 1985) or by estimators from a multinomial distribution (Gavaris and Gavaris, 1983).

Regarding the total number of individuals per species, their accuracy will be conditioned to the veracity of the report of the total catch recorded monthly, while the precision will be determined by the precision in the estimates of the average weight and the proportion of individuals per species.

Regarding the proposed estimator of the number of individuals per length for each of the species analysed, this estimator depends on the estimate of the proportion of individuals per length-class as well as on the estimate of the total number of individuals. Likewise, the expression for its variance explicitly involves the variability of both random variables. This information will serve to observe the impact that this uncertainty will have on the management of the fishery.

Finally, it is important to observe that a study on the age and growth of the species is necessary, from which a key to the length-age relationship can be obtained in order to estimate the number of individuals per age in each species (Vaske, 1987).

#### ACKNOWLEDGEMENTS

Financial support was received from the Secretaría de Programación y Presupuesto of Mexico, through project No. 6 entitled "Investigaciones para el manejo y administración racional de pesquerías tropicales". This



se obtenga una buena clave sobre la relación de longitud-edad, para obtener estimaciones sobre el número de individuos por edad, en cada especie (Vaske, 1987).

#### AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue financiado por la Secretaría de Programación y Presupuesto de la República Mexicana, a través del proyecto estratégico No. 6, titulado "Investigaciones para el manejo y administración racional de pesquerías tropicales". Asimismo, fue presentado en el Tercer Congreso Latinoamericano sobre Ciencias del Mar, bajo el auspicio del CONACYT contrato No. A128000E891033 (RM-7). Los autores dejan patente su agradecimiento a los revisores anónimos por sus comentarios al presente trabajo.

#### LITERATURA CITADA

Abramson, N.J. (1968). A probability sea survey plan for estimating relative abundance of ocean shrimp. Calif. Fish and Game, 54: 257-269.

Bailey, R.F.J. (1983). A review of the sampling of snow crab (*Chionocetes opilio*) catches in the southwestern Gulf of St. Lawrence. In: W.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 161-164.

Baird, J.W. and Stevenson, S.C. (1983). Levels of precision sea versus shore sampling. In: W.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 185-188.

Bevington, P.R. (1969). Data Reduction and Error Analysis for Physical Sciences. McGraw-Hill, New York, 336 pp.

Burns, T.S., Schultz, R. and Brown, B.E. (1983). The commercial catch sampling program in the northeastern United States. In: W.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 82-96.

work was presented at the Tercer Congreso Latinoamericano sobre Ciencias del Mar, with support from CONACYT grant No. A128000E891033 (RM-7). The authors thank the anonymous referees for their comments.

English translation by Christine Harris.

---

Chester, A.J. and Waters, J.R. (1985). Two-stage sampling for age distribution in the Atlantic menhaden fishery, with comments on optimal survey design. North Am. J. Fish. Manag., 5: 449-456.

Cochran, W.G. (1980). Técnicas de Muestreo. CECSA, México, 513 pp.

Gavaris, S. and Gavaris, C.A. (1983). Estimation of catch at age and its variance for groundfish stocks in the Newfoundland region". In: W.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 178-182.

Hankin, D.G. (1984). Multistage sampling designs in fisheries research: applications in small streams. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 41: 1575-1591.

Pérez, A. y Briquets, V. (1981). Eficiencia del muestreo para la estimación de la talla del cangrejo moro (*Menippe mercenaria*) en Batabanó. Rev. Cub. Inv. Pesq., 6(1): 30-39.

Quin II, T.J., Brest, E.A., Bijsterveld, L. and McGregor, I.R. (1983). Port sampling for age composition of Pacific halibut landings. In: M.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 194-205.

Seber, G.A.F. (1973). The estimation of animal abundance (and related parameters). C. Griffin and Co., London, 500 pp.

Sen, A.R. (1986). Methodological problems in sampling commercial rockfish landings. Fish. Bull., 84(2): 409-421.

- Schweigert, J.F. and Sibert, J.R. (1983). Optimizing survey design for determining age structure of fish stocks: an example from British Columbia Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*). Can. J. Fish. Aquat. Sci., 40: 588-597.
- Schweigert, J.F., Haegele, C.W. and Stocker, M. (1985). Optimizing sampling design for herring spawn surveys in the Strait of Georgia, B.C. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 42: 1806-1814.
- Snedecor, G.W. y Cochran, W.G. (1971). Métodos Estadísticos. CECSA, México, 703 pp.
- Stevenson, S.C. (1983). A review of the sampling of commercial groundfishes catches in Newfoundland. In: W.G. Doubleday and D. Rivard (eds.), Sampling Commercial Catches of Marine Fish and Invertebrates. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., (66): 29-38.
- Tomlinson, P.K. (1971). Some sampling problems in fishery work. Biometrics, 27: 631-641.
- Vaske, B. (1987). Consideration of two methods for converting catch in weight to catch in number. ICSEAF Coll. Sci. Pap. Int. Comm. Se. Atl. Fish., pp. 263-272.
- Waters, J.R. and Chester, A.J. (1987). Optimal allocation in multivariate, two-stage sampling designs. Am. Statistician, 41(1): 46-50.