

**DISEÑO DE MUESTREO PROBABILISTICO PARA LA PESQUERIA
ARTESANAL DEL MERO (*Epinephelus morio*) DEL ESTADO
DE YUCATAN, MEXICO**

**PROBABILITY SAMPLING DESIGN FOR THE ARTISANAL FISHERY
OF THE RED GROUPER (*Epinephelus morio*)
OFF YUCATAN, MEXICO**

R. Solana-Sansores
F. Arreguín-Sánchez

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

Ciencias Marinas (1991), Vol. 17, No. 1, pp. 51-72.

RESUMEN

El objetivo principal del presente trabajo fue definir un diseño de muestreo óptimo usando técnicas de muestreo probabilístico para la obtención de estimaciones del peso promedio por pez, número total de individuos, proporción y número de individuos por clase de longitud en la captura comercial, y sus respectivas varianzas.

Se propone un diseño de muestreo en dos estratos de puertos (oriente y poniente), definidos por la diferencia de tallas de los peces. Para cada estrato, se propone un diseño de muestreo en tres etapas, donde las unidades primarias son los puertos, unidades secundarias las embarcaciones y las unidades terciarias los peces, donde, para cada etapa se obtendrá una muestra aleatoria. Definidos los estimadores, se obtienen expresiones para las varianzas a través del método delta. Por último, fijando un tamaño de muestra para los puertos se obtiene un tamaño de muestra óptimo para unidades secundarias y terciarias a través del método gráfico propuesto por Chester y Waters (1985).

ABSTRACT

The purpose of this paper is to propose an optimum sampling design using probabilistic techniques to obtain estimators of the average weight of fishes, total number, proportion and number of individuals per length class, and the respective variances.

A sampling design based on two strata composed of the ports on both the east and west coasts of Yucatán is suggested, which are separated mainly by the size of fishes within the capture. Within each strata, a three-stage sampling design was defined with primary units (ports), secondary units (boats) and tertiary units (fishes), and their variances obtained. A sample size was fixed for each port, and an optimum sample size for secondary and tertiary units is calculated using the graphical method proposed by Chester and Waters.

INTRODUCCION

El mero (*Epinephelus morio*) es uno de los recursos de mayor importancia en la península de Yucatán, conjuntamente con el

INTRODUCTION

The red grouper (*Epinephelus morio*) is one of the most important resources in the Yucatán peninsula, along with the octopus

pulpo (*Octopus maya* y *O. vulgaris*) y la langosta (*Panulirus argus*), siendo una de las pesquerías más antiguas y desarrolladas (Rivas, 1970; Muhlia, 1976; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1987). En la explotación participan tres flotas, las cuales se diferencian tanto por su origen y autonomía de operación, como por la profundidad en la cual operan: la flota cubana, la flota mayor y la flota artesanal.

Tanto la flota cubana como la flota mayor han sido estudiadas con anterioridad por diversos autores (Muhlia, 1976; Valdés y Padrón, 1980; Doi *et al.*, 1981; Seijo, 1986; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1987). Sin embargo, existe poca información sobre la flota menor o artesanal, de tal manera que la administración y manejo de la pesquería está basada, fundamentalmente, sobre la información proveniente de las primeras dos flotas.

La pesquería artesanal del mero (*Epinephelus morio*) se desarrolla en toda la costa del estado de Yucatán hasta aproximadamente las 16 brazas de profundidad, por medio de embarcaciones de 23 pies de eslora, utilizando como arte de pesca líneas de mano con uno o dos anzuelos o palangres de fondo con 100 o 150 anzuelos. Los desembarcos de la captura comercial se realizan en la playa o en pequeñas receptorías, en diez puertos principales.

Con el objeto de reunir información para caracterizar la participación de la flota artesanal en la explotación de la población del mero, se identificó como primer requerimiento definir un diseño de muestreo que permita obtener información para estudios sobre dinámica de la población, la intensidad de pesca aplicada, y la dinámica propia de las estrategias de pesca seguidas a lo largo de los diversos puertos de descarga del estado de Yucatán (Fig. 1). Entre los registros a obtener de las capturas comerciales y las operaciones de pesca se encuentran los siguientes: estimaciones sobre el peso promedio y proporción de individuos por clase de longitud, con los cuales se podrá obtener de la captura, el número de individuos por clase de longitud (Cuff y Coleman, 1979); esto es, la estructura poblacional de las capturas.

Asimismo, es importante efectuar un análisis sobre el error en las estimaciones de los parámetros, el cual puede tener un fuerte impacto en la toma de decisiones para la administración del recurso (Tomlinson, 1971; Pérez y Briquets, 1981; Sampson, 1984; Sen,

Octopus maya and *O. vulgaris*) and the lobster (*Panulirus argus*). It is one of the oldest and most developed fisheries (Rivas, 1970; Muhlia, 1976; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1987). It is exploited by three independent fleets operating at different depths: the Cuban fleet, the industrial fleet and the artisanal fleet.

Both the Cuban and industrial fleets have been well studied by several authors (Muhlia, 1976; Valdés and Padrón, 1980; Doi *et al.*, 1981; Seijo, 1986; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1987). However, there is little information on the small-scale or artisanal fleet and, therefore, the management of the fishery is mostly based on information available regarding the first two fleets.

The artisanal fishery of the red grouper (*Epinephelus morio*) is developed throughout the coast of Yucatán, to an approximate depth of 16 fathoms, by 23-foot-long boats. Hand lines with one or two hooks or bottom long lines with 100 or 150 hooks are used. The commercial catch is unloaded either on the beach or at small shops, at ten main ports.

As a first step towards gathering information on the exploitation of the red grouper population by the artisanal fleet, we decided to define a sampling design that would allow information to be obtained for studies on the dynamics of the population, the fishing intensity applied and the dynamics of the fishing strategies pursued at all the unloading ports in Yucatán (Fig. 1). The records to be obtained on the commercial catches and fishing operations are: estimates on the average weight and proportion of individuals per length class, with which from the catch, the number of individuals per length class can be obtained (Cuff and Coleman, 1979); that is, the population structure of the catches.

Likewise, it is important to analyse the errors in the estimates of the parameters, which could strongly influence the management of the fishery (Tomlinson, 1971; Pérez and Briquets, 1981; Sampson, 1984; Sen, 1986; Chester and Waters, 1985; Schweigert and Sibert, 1983; Schweigert *et al.*, 1985).

The objective of the present work is to propose a probability sampling procedure in order to obtain information on the commercial catches of the red grouper (*Epinephelus morio*) obtained by the artisanal fleet of Yucatán and, hence, obtain estimators of the

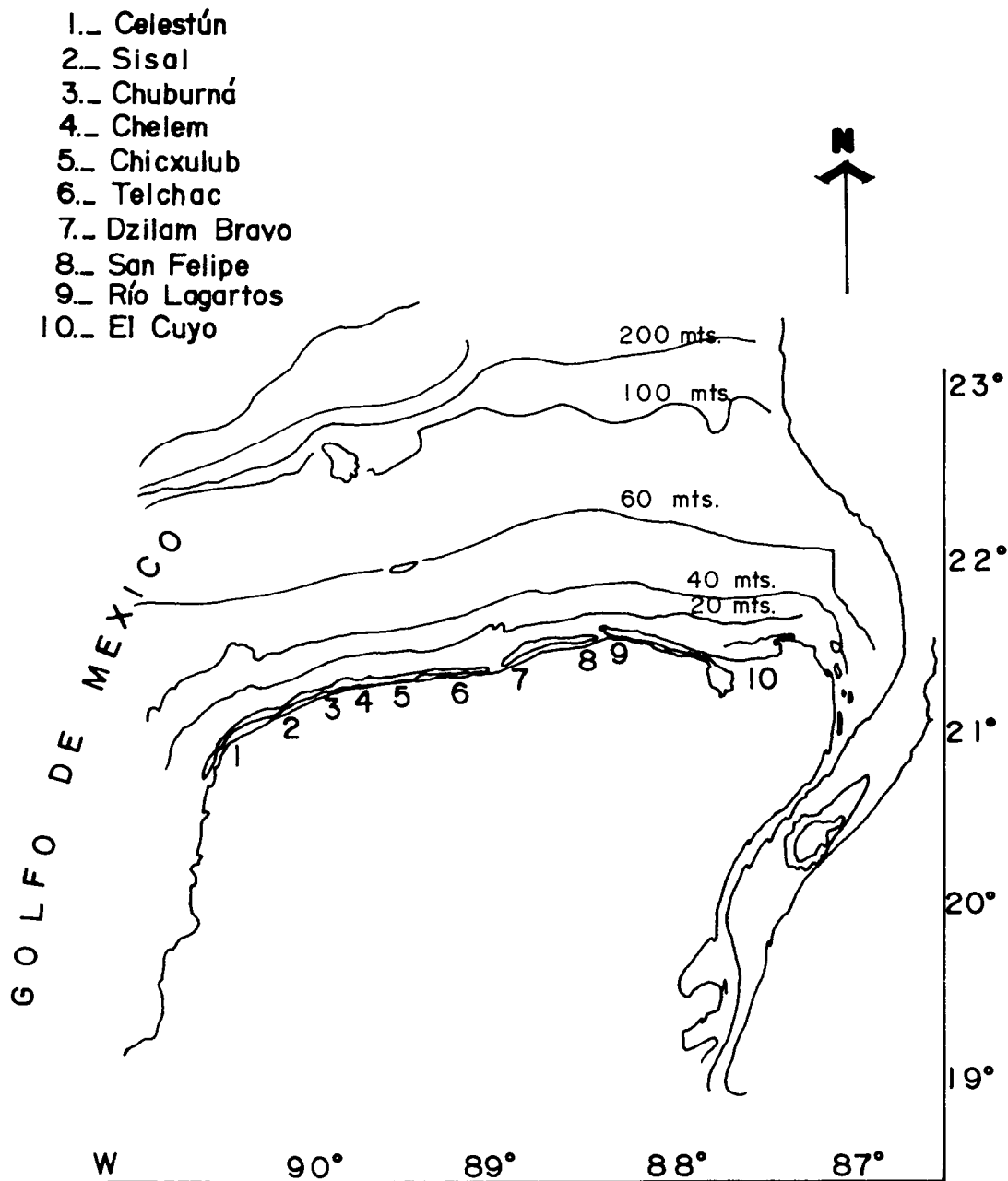


Figura 1. Localización de puertos de descarga de captura comercial en el estado de Yucatán.
Figure 1. Location of the unloading ports of the commercial catch in Yucatán.

1986; Chester y Waters, 1985; Schweigert y Sibert, 1983; Schweigert *et al.*, 1985).

El objetivo principal del presente trabajo es proponer un procedimiento de muestreo probabilístico para la obtención de información de las capturas comerciales de mero (*Epinephelus morio*) obtenidas por la flota artesanal de Yucatán, con el fin de obtener estimadores de la captura, en peso, en número de individuos, y su composición por tallas.

DISEÑO DE MUESTREO

Debido a las características de desembarco del producto en diferentes puertos (Fig. 1), se sugiere un diseño de muestreo estratificado en tres etapas (Cochran, 1980), separándose dos estratos de acuerdo a las características de las operaciones de pesca y la composición de las capturas, los cuales corresponden a la zona oriente y poniente de la costa de Yucatán. Para cada estrato se definen a los puertos, como unidades primarias; como unidades secundarias, las embarcaciones-viaje y las unidades terciarias, los peces, de donde se extraen las medidas de las variables de interés.

Para el uso del diseño de muestreo propuesto, es necesario cumplir con los siguientes supuestos: (1) muestras aleatorias de puertos, de embarcaciones-viaje y de peces; (2) que las embarcaciones lleguen aleatoriamente a los puertos de desembarco; (3) distribución normal de los pesos; (4) igualdad de varianzas entre puertos y entre embarcaciones-viaje, y (5) los pesos promedio por puerto y por embarcaciones-viajes para cada estrato, son iguales.

ESTIMADOR DEL PESO PROMEDIO

El estimador del peso promedio por estrato vendrá dado por la siguiente expresión:

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

y la varianza teórica del estimador del peso promedio:

catch, in weight, in number of individuals, and its composition by sizes.

SAMPLING DESIGN

Given the landing characteristics of the product at different ports (Fig. 1), a stratified three-stage sampling design is suggested (Cochran, 1980). According to the characteristics of the fishing operations and catch composition, two strata were defined, which corresponded to the east and west coasts of Yucatán. For each stratum, ports are defined as primary units, boats-voyage as secondary units and fishes as tertiary units, from which values of the variables of interest are obtained.

In order to use the proposed sampling design, the following assumptions must be made: (1) random samples of ports, of boats-voyage and of fishes; (2) randomness in the arrival of the boats to the unloading port; (3) normal distribution of the weights; (4) equal variance for ports and boats-voyage and (5) equal average weights per port and per boats-voyages for each stratum.

AVERAGE WEIGHT ESTIMATOR

The average weight estimator per stratum will be given by:

and the theoretical variance of the average weight estimator is given by:

$$Var\left(\hat{\bar{w}}\right) = \frac{(1-f_1)S_b^2}{n} + \frac{f_2(1-f_2)S_w^2}{nm_i} + \frac{f_1f_2(1-f_3)S_{ww}^2}{nm_i o_{ij}} \quad (2)$$

donde f_1 es la fracción de muestras de puertos, f_2 es la fracción de muestras de embarcaciones por puerto, f_3 es la fracción de muestras de peces por embarcación, n es el tamaño de muestra de puertos, m_i es el tamaño de muestra de embarcaciones por puerto, o_{ij} es el tamaño de muestra de peces por embarcación y w_{ijk} es el peso de un pez particular.

where f_1 is the fraction of samples of ports, f_2 is the fraction of samples of boats per port, f_3 is the fraction of samples of fishes per boat, n is the size of the sample of ports, m_i is the size of the sample of boats per port, o_{ij} is the size of the sample of fishes per boat and w_{ijk} is the weight of a particular fish.

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

$$S_w^2 = \frac{1}{N(M_i-1)} \sum_i \sum_j \left(\hat{w}_{ij} - \hat{\bar{w}}_i \right)^2 \quad (3b)$$

$$S_{ww}^2 = \frac{1}{NM_i(O_{ij}-1)} \sum_i \sum_j \sum_k \left(w_{ijk} - \hat{\bar{w}}_{ij} \right)^2 \quad (3c)$$

donde N es el número total de puertos por estrato, M_i es el número total de embarcaciones-viaje por puerto i y O_{ij} es el número total de peces desembarcados por la embarcación j , en el puerto i .

Las estimaciones de cada uno de los diferentes componentes de la varianza, \hat{s}_b^2 , \hat{s}_w^2 y \hat{s}_{ww}^2 , así como la varianza total estimada del estimador del peso promedio $var(\hat{\bar{w}})$, se obtienen a través del uso del análisis de la varianza jerárquico (Snedecor y Cochran, 1971).

Para ilustrar el uso del estimador sobre el peso promedio, considérese los valores de la Tabla 1, que corresponden a los pesos en gramos de peces por embarcación de cuatro puertos muestreados en el estrato oriente del estado de Yucatán (desde el puerto de Telchac hasta el puerto de El Cuyo), durante el mes de mayo de 1988, por parte del equipo de campo del CINVESTAV del IPN-Mérida y del Centro Regional de Investigaciones Pesqueras de Yucalpetén. En la Tabla 2 se ilustra el mecanismo para la obtención de la estimación del peso promedio, los componentes de la varianza y la estimación de su varianza; y en

where N is the total number of ports per stratum, M_i is the total number of boats-voyage per port i and o_{ij} is the total number of fishes unloaded by boat j at port i .

The estimates of each of the different variance components, \hat{s}_b^2 , \hat{s}_w^2 and \hat{s}_{ww}^2 , as well as the total variance estimated of the average weight estimator $var(\hat{\bar{w}})$, are obtained by using the hierarchical variance analysis (Snedecor and Cochran, 1971).

To illustrate the use of the average weight estimator, consider the values in Table 1. These correspond to the weight in grams of fishes per boat of four ports sampled in the eastern stratum of Yucatán (from the port of Telchac to the port of El Cuyo), in May 1988, by staff from the CINVESTAV-IPN-Mérida and the Centro Regional de Investigaciones Pesqueras de Yucalpetén. The procedure used to obtain the estimate of the average weight, the variance components and the estimate of its variance is shown in Table 2. The values estimated for both strata are shown in Table 3, where it can be seen that the highest values of the average weight occur in the eastern

Tabla 1. Peso en gramos de mero (*Epinephelus morio*).
Table 1. Weight in grams of the red grouper (*Epinephelus morio*).

Pez	Puerto Dzilam				Puerto San Felipe			
	Lancha				Lancha			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1	8181(9)	1054(3)	1452(4)	1324(4)	2441(5)	1387(4)	2186(5)	456(2)
2	2052(3)	413(2)	909(3)	881(3)	965(3)	2162(5)	2162(5)	529(2)
3	302(1)	1030(3)	1461(4)	747(3)	1587(4)	362(2)	2631(5)	389(2)
4	1969(5)	483(2)	3008(6)	1016(3)	944(3)	1155(3)	711(3)	289(1)
5	378(2)	1648(4)	1023(3)	944(3)	322(1)	841(3)	822(3)	809(3)
6	411(2)	1405(4)	3485(6)	848(3)	1016(3)	405(2)	822(3)	609(3)
7	1057(3)	1298(4)	554(2)	717(3)	875(3)	1752(4)	796(3)	944(3)
8	604(3)	711(3)	1115(3)	1255(4)	397(2)	759(3)	389(2)	1045(3)
9	876(3)	605(2)	2007(5)	944(3)	405(2)	409(2)	965(3)	460(2)
10	529(3)	747(3)	2645(5)	855(3)	1272(4)	835(3)	1009(3)	469(2)

Pez	Puerto Río Lagarto				Puerto El Cuyo			
	Lancha				Lancha			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1	1172(4)	1838(5)	1927(5)	1046(3)	1871(5)	2978(6)	2312(5)	1054(3)
2	1016(3)	1950(5)	1627(4)	1023(3)	1528(4)	1627(4)	688(3)	1076(3)
3	1577(4)	1577(4)	671(2)	1155(3)	1433(4)	1538(4)	796(3)	1076(3)
4	305(1)	1577(4)	1298(4)	809(3)	778(3)	1452(4)	1054(3)	796(3)
5	1689(4)	595(2)	1272(4)	289(1)	1528(4)	1627(4)	605(2)	778(3)
6	1396(4)	694(3)	1016(3)	1016(3)	747(3)	1710(4)	660(2)	828(3)
7	944(3)	426(2)	1752(4)	1076(3)	1131(3)	1509(4)	1752(4)	1031(3)
8	1905(5)	2376(5)	1658(4)	660(2)	611(2)	1254(4)	1893(5)	1172(4)
9	595(2)	643(2)	1433(4)	1433(4)	841(3)	796(3)	1784(4)	916(3)
10	987(3)	1316(4)	1587(4)	1092(4)	289(1)	483(2)	1255(4)	875(3)

() Clase de longitud

Tabla 2. Procedimiento para el cálculo de la estimación del peso promedio y su error de estimación.

Table 2. Procedure for the calculation of the estimate of the average weight and its estimation error.

$$\begin{aligned} \text{Log } \hat{w} &= \frac{1}{n} \sum \frac{1}{m_i} \sum \frac{1}{o_{ij}} \sum w_{ijk} = \frac{1}{n m_i o_{ij}} \sum \sum \sum w_{ijk} \\ &= \frac{1}{(4)(4)(10)} [3.91 + 3.31 + 2.48 + \dots + 2.96 + 2.94] = 2.99 \end{aligned}$$

$$\text{Antilog } 2.99 = \hat{w} = 998 \text{ g}$$

La estimación de la varianza:
ANOVA

F.V.	SC	GL	CM
Puerto (P)	.558	3	.186
Lancha (E)	1.107	12	.092
Error (F)	7.753	144	.054
Total	9.418	159	

Componentes de la varianza:

$$S_{ww}^2 = 0.054$$

$$S_w^2 = \frac{CME - CMF}{o_{ij}} = 0.004$$

$$S_b^2 = \frac{CMP - CME}{m_i o_{ij}} = 0.002$$

La varianza del estimador:

$$\text{Var} \left(\text{Log } \hat{w} \right) = \frac{CMP}{n m_i o_{ij}} = \frac{S_b^2}{n} + \frac{S_w^2}{n m_i} + \frac{S_{ww}^2}{n m_i o_{ij}} = 9.4 \times 10^{-4}$$

$$\text{Antilog} \left[\text{Error Estándar} \left(\text{Log } \hat{w} \right) \right] = 1.09$$

$$\therefore C.V. = 0.09$$

y,

$$\text{Var} \left(\hat{w} \right) = 8071.5 \text{ g}^2$$

$$I.C. \Rightarrow 998 \text{ g} \pm 18 \%$$

Tabla 3. Estimación del peso promedio en gramos de mero (*E. morio*), por estrato.
Table 3. Estimates of the average weight in grams of the red grouper (*E. morio*), per stratum.

Estrato	\hat{w}	$Var\left(\hat{w}\right)$	I.C.
Oriente	998	8071	998 ± 18%
Poniente	502	19822	502 ± 56%

la Tabla 3, los valores de estimación para los dos estratos, donde puede observarse que en el estrato oriente se presentan los valores más altos del peso promedio, siendo este estrato donde se registran las mayores profundidades.

Tamaño óptimo de muestra para estimar el peso promedio

Sea la siguiente función de costos (Cochran, 1980):

$$C = c_1 n + c_2 n m_i + c_3 n m_i o_{ij} \tag{4}$$

donde c_1 es el costo en tiempo promedio para llegar a un puerto de un cierto estrato, c_2 es el costo en tiempo de entrevista por cada embarcación-viaje j y c_3 es el costo en tiempo de medida de un pez.

Multiplicando (2) y (4), y por la desigualdad de Cauchy-Schwartz, las expresiones para los tamaños de muestra óptima de peces y de embarcaciones-viaje serán, respectivamente, las siguientes (Schweigert y Sibert, 1983; Chester y Waters, 1985):

$$o_{ij}^* = \left[\frac{c_2 S_{ww}^2}{c_3 S_w^2} \right]^{1/2} \tag{5}$$

$$m_i^* = \left[\frac{c_1 S_w^2}{c_2 S_b^2} \right]^{1/2} \tag{6}$$

El tamaño óptimo de muestra de puertos podrá ser obtenido mediante la sustitución de los valores de m_i y o_{ij} en la función de costos, para un costo fijo C_0 :

stratum. Greater depths were also recorded in this stratum.

Optimum sample size to estimate the average weight

Let the following function be of costs (Cochran, 1980):

where c_1 is the cost in average time to reach a port of a certain stratum, c_2 is the cost in interview time for each boat-voyage j and c_3 is the cost in time of measuring a fish.

Multiplying (2) and (4), and by the Cauchy-Schwartz inequality, the expressions for the optimum sample sizes of fishes and of boats-voyage are, respectively (Schweigert and Sibert, 1983; Chester and Waters, 1985):

The optimum sample size of ports can be obtained by substituting the values of m_i and o_{ij} in the cost function, for a fixed cost C_0 :

$$n = \frac{C_o}{c_1 + c_2 m_i^* + c_3 m_i^* o_{ij}^*} \quad (7)$$

o, sustituyendo m_i y o_{ij} en la función de varianzas, para una varianza fija V_o :

or, by substituting m_i and o_{ij} in the variance function, for a fixed variance V_o :

$$n = \frac{S_b^2 + \{S_w^2 / m_i^*\} + \{S_{ww}^2 / m_i^* o_{ij}^*\}}{V_o} \quad (8)$$

Considérese los siguientes valores de costo promedio (en segundos) y la estimación de los componentes de la varianza de los logaritmos de peso obtenidos para los valores anteriormente citados (ver Tabla 2):

Consider the following values of average cost (in seconds) and the estimate of the variance components of the logarithms of weight obtained for the mentioned values (see Table 2):

$$c_1 = 5250 \text{ s}$$

$$S_b^2 = 2.0 \times 10^{-3}$$

$$c_2 = 725 \text{ s}$$

$$S_{ww}^2 = 4.0 \times 10^{-3}$$

$$c_3 = 3 \text{ s}$$

$$S_{ww}^2 = 5.4 \times 10^{-2}$$

así, el tamaño de muestra óptimo para o_{ij} y m_i será:

Hence, the optimum sample size for o_{ij} and m_i will be:

$$o_{ij}^* = \left[\frac{725 - 0.054}{3 - 0.004} \right]^{1/2} \cong 58 \text{ peces(fishes)}$$

y,

and,

$$m_i^* = \left[\frac{5250 - .004}{725 - 0.002} \right]^{1/2} \cong 4 \text{ lanchas(boats)}$$

Esto es, el tamaño óptimo de muestra, dadas las estimaciones de las fuentes de variación por etapa, es de 58 peces para cada embarcación y cuatro embarcaciones por puerto.

That is, the optimum sample size, given the estimates of the variation sources per stage, is 58 fishes for each boat and four boats per port.

El tamaño de muestra de unidades primarias, con una precisión fija del 10% ($V_o = 0.02$), será obtenida como sigue:

The sample size of primary units, with a fixed precision of 10% ($V_o = 0.02$), will be obtained as follows:

$$n = \frac{(0.002) + (0.004/4) + (0.054/232)}{0.02} \cong 1 \text{ puerto(port)}$$

Este tamaño de muestra de un puerto por estrato indica que los puertos fueron muy homogéneos entre sí. Sin embargo, una forma de aumentar la precisión sería la de elevar los costos, por tomar a cada puerto como un estrato y practicar un diseño de muestreo en dos etapas para cada uno de ellos.

Ahora, considérese un tamaño de muestra fijo de puertos, $n = 3$; un enfoque útil para describir diferentes situaciones de tamaños de muestra es a través del método gráfico (Chester and Waters, 1985), que consiste en suponer que las funciones de costo y varianza son dependientes de los tamaños de muestra de unidades secundarias y unidades terciarias. Este enfoque se basa fundamentalmente en las mismas ecuaciones (7) y (8), pero, sin embargo, permite observar diferentes combinaciones de tamaños de muestra por etapa, bajo las mismas condiciones de precisión o costo.

La Figura 2 muestra la curva de isovarianza y de isocostos, para los valores de varianza y de costos, dados en cada etapa. El tamaño de la muestra óptimo, para una precisión o un costo fijo, será el punto donde las curvas de isocostos y de isovarianza sean tangentes, y es el punto donde la pendiente de la isovarianza es igual a la razón de c_2/c_3 . Nótese que a medida que la curva de isovarianza se aleja del origen, existe un aumento de precisión, aumentando también los costos.

La isovarianza es un lugar de puntos que representa la combinación del número de muestras por etapa que satisfacen un mismo requerimiento de precisión. Estas curvas son siempre convexas al origen; su curvatura exacta y la posición de la familia de isovarianzas depende de la distribución de la varianza, de tal manera que si s_{ij}^2 es grande, demandará un tamaño de muestra m_i grande, o bien, si el valor de s_{ij}^2 es alto, el tamaño de o_{ij} tenderá a ser grande.

La curva de isocostos, por otro lado, representa la combinación del número de muestras por etapa que se pueden extraer con el mismo presupuesto y el precio relativo predeterminado. Su pendiente indica la razón de los costos de muestreo por unidad en cada etapa (c_2/c_3).

NUMERO TOTAL DE INDIVIDUOS

Sea C la captura del mero (*E. morio*) en gramos en un cierto estrato. Un estimador

This sample size of a port per stratum indicates that the ports were very homogeneous. However, a way of increasing the precision would be to increase the costs, by taking each port as a stratum and applying a two-stage sampling design for each of them.

Now, consider a fixed sample size of ports, $n = 3$. A useful way to describe different situations of sample sizes is through the graphic method (Chester and Waters, 1985), which consists in assuming that the functions of cost and variance depend on the sample sizes of secondary and tertiary units. This method is basically based on equations (7) and (8). However, it allows different combinations of sample sizes per stage to be observed, under the same conditions of precision and cost.

The isovariance and isocost curves, for the values of variance and of costs, given for each stage are shown in Figure 2. The optimum sample size, for a fixed cost and precision, will be the point where the isocost curve is tangent to the isovariance curve, which is the point where the slope of the isovariance is the same as the c_2/c_3 ratio. Note that as the isovariance curve moves farther away from the origin, there is an increase in precision as well as in costs.

The isovariance represents the combination of the number of samples per stage that satisfies the same precision requirement. These curves are always convex at the origin. Their exact curvature and the position of the family of isovariances depend on the distribution of the variance, in such a way that if s_{ij}^2 is large, it will require a large m_i sample size, or rather, if the value of s_{ij}^2 is high, the size of o_{ij} will tend to be large.

The isocost curve, on the other hand, represents the combination of the number of samples per stage that can be extracted with the same budget and the predetermined relative price. Its slope indicates the ratio of the sampling costs per unit in each stage (c_2/c_3).

TOTAL NUMBER OF INDIVIDUALS

Let C be the catch of the red grouper (*E. morio*) in grams in a certain stratum. An unbiased estimator of the total number of

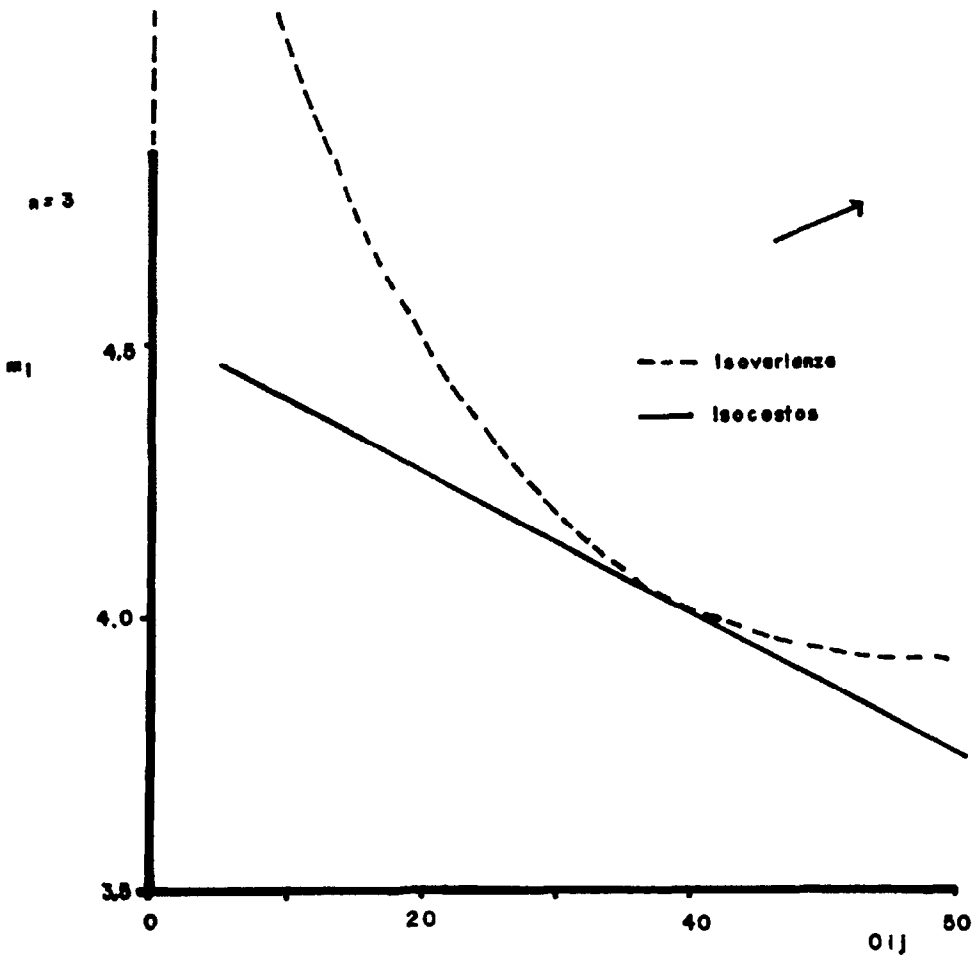


Figura 2. Curvas de isovarianza y de isocostos para la estimación del peso promedio de mero (*E. morio*). (o_{ij} = peces, m_i = embarcaciones.)

Figure 2. Isovariance and isocost curves for the estimate of the average weight of the red grouper (*E. morio*). (o_{ij} = fishes, m_i = boats.)

no sesgado del número total de individuos en la captura comercial desembarcada es el siguiente.

individuals in the commercial catch unloaded is:

$$\hat{N}_T = \frac{C}{\hat{w}} \quad (9)$$

siendo $(1/\hat{w})$ una variable aleatoria, la varianza del estimador vendrá dada por la siguiente ecuación (Raj, 1980):

with $(1/\hat{w})$ a random variable. The variance of the estimator will be given by the following equation (Raj, 1980):

$$Var\left(\hat{N}_T\right) = c^2 Var\left(1/\hat{w}\right) \quad (10)$$

El procedimiento del uso del número total de individuos y su varianza se muestra en la Tabla 4. El número total de peces desembarcados en un mes determinado para todo el estado de Yucatán, se obtiene por medio de adicionar el número total de individuos de todos los estratos:

The procedure of the use of the total number of individuals and its variance is shown in Table 4. The total number of fishes unloaded in a given month for all of Yucatán is obtained by adding the total number of individuals of all the strata:

$$\hat{N}_T = \hat{N}_{T1} + \hat{N}_{T2} + \dots \quad (11)$$

y su varianza:

and its variance

$$Var\left(\hat{N}_T\right) = Var\left(\hat{N}_{T1}\right) + Var\left(\hat{N}_{T2}\right) + \dots \quad (12)$$

En la Tabla 5 se presentan los valores del número total de individuos por estrato y del total del estado, donde puede observarse que para el estrato poniente se presenta un mayor número de individuos, pero también una mayor varianza en la estimación.

The values of the total number of individuals per stratum and of the total in Yucatán are given in Table 5. It can be seen that there are more individuals in the western stratum but also a higher variance in the estimate.

ESTIMACION DEL NUMERO DE INDIVIDUOS POR CLASE DE LONGITUD

ESTIMATE OF THE NUMBER OF INDIVIDUALS PER LENGTH CLASS

De las longitudes reportadas en centímetros del mero (*E. morio*) en la captura comercial del estado de Yucatán (Doi *et al.*, 1981; Rodríguez, 1986), se observó un intervalo que va desde los 21 cm hasta los 91 cm para los individuos mayores. Con esta información, se procedió a definir diez clases de longitud de 7 cm cada una, en forma arbitraria, para demostrar la forma de uso de los estimadores descritos en este trabajo.

From the lengths reported of the red grouper (*E. morio*) in the commercial catch of Yucatán (Doi *et al.*, 1981; Rodríguez, 1986), the larger individuals were found to range from 21 cm to 91 cm. With this information, we arbitrarily proceeded to define ten length classes of 7 cm each, in order to demonstrate how to use the estimators described in this study.

Proporción de individuos por clase de longitud

Proportion of individuals per length class

Sea P_{ijE} la proporción de individuos de la E -ésima clase de longitud, en la j -ésima embarcación del i -ésimo puerto. La proporción de todas las otras posibles clases de longitud estará definida por $q_{ijE} = 1 - P_{ijE}$. Así, un estimador de la proporción promedio para la E -ésima clase de longitud en la captura comercial es el siguiente:

Let P_{ijE} be the proportion of individuals of the E th length class, in the j th boat of the i th port. The proportion of all the other length classes will be defined by $q_{ijE} = 1 - P_{ijE}$. Thus, an estimator of the average proportion for the E th length class in the commercial catch is the following:

$$\hat{P}_E = \frac{1}{nm_i} \sum_i \sum_j P_{ijE} \quad (13)$$

y su varianza:

and its variance:

$$\begin{aligned} Var \left[\hat{P}_E \right] &= \frac{1}{n(n-1)} \sum_i \left[\hat{P}_{iE} - \hat{P}_E \right]^2 \\ &+ \frac{1}{nm_i(m_i-1)} \sum_i \sum_j \left[\hat{P}_{ij} - \hat{P}_{iE} \right]^2 \\ &+ \frac{1}{nm_i(m_{ij}-1)} \sum_i \sum_j P_{ij} \cdot q_{ij} \end{aligned} \quad (14)$$

Obsérvese que la ecuación (13) fue construida asumiendo una distribución binomial, para cada clase de edad E , tomando valores de 1 si pertenece a la clase de longitud E , y 0 si no pertenece a dicha clase de longitud.

La Tabla 6 presenta los valores estimados de la proporción promedio por clase de longitud y sus varianzas estimadas para los dos estratos. Como puede observarse, solamente seis de las diez clases de longitud definidas anteriormente se encuentran presentes, donde para el estrato oriental dominan las clases 3 y 4, mientras que en el estrato poniente las clases de longitud 1 y 2 son las más abundantes.

Tamaño óptimo de muestra para estimar proporciones de individuos por clase de longitud

Para una sola muestra aleatoria de peces por etapas, el tamaño de muestra óptimo se hace muy complicado, debido a que se tienen que satisfacer al mismo tiempo, todos los valores de precisión deseados para las E clases de longitud simultáneamente.

El problema anterior puede resolverse por el uso del método gráfico de variables múltiples (Waters y Chester, 1987) y por fijar un tamaño de muestra para la primera etapa. Por ejemplo, sea $n = 3$ puertos muestreados en un estrato para un mes determinado, graficando simultáneamente todas las líneas de isovarianza y de isocostos de todas las clases de longitud presentes, el tamaño de muestra que satisface a todos los valores de precisión será aquel con un valor máximo de m_i y o_{ij} . En la Figura 3, se muestran las curvas de

Note that equation (13) was obtained by assuming a binomial distribution, for each age class E , assuming values of 1 if it belongs to length class E , and 0 if it does not.

The estimated values of the average proportion per length class and their estimated variances for the two strata are given in Table 6. As can be seen, only six of the ten previously defined length classes are present. Classes 3 and 4 dominate in the eastern stratum, whereas length classes 1 and 2 are the most abundant in the western stratum.

Optimum sample size to estimate proportions of individuals per length class

For one single random sample of fishes per stage, the optimum sample size becomes complicated, since all the precision values wanted for length classes E have to be satisfied simultaneously.

This problem can be solved by using the multiple variable graphic method (Waters and Chester, 1987) and by fixing a sample size for the first stage. For example, let $n = 3$ be ports sampled in a stratum for a determined month, by simultaneously charting all the isovariance and isocost lines of all the length classes present, the sample size that satisfies all the precision values will be the one with a maximum value of m_i and o_{ij} . The isovariance and isocost curves for length classes 2 and 5 are shown in Figure 3. The optimum sample size for these length classes is found at point A with $o_{ij} = 54$ fishes and $m_i = 38$

Tabla 4. Procedimiento para el cálculo de la estimación del número total de individuos y su error de estimación.

Table 4. Procedure for the calculation of the estimate of the total number of individuals and its estimation error.

ANOVA

F.V.	SC	GL	CM
Puerto	5.37984E-6	3	1.79328E-6
Lancha	7.89682E-6	12	6.58069E-7
Error	6.40702E-5	144	4.44932E-7
Total	7.73469E-5	159	

$$S_{ww}^2 = 4.44932E - 7$$

$$S_w^2 = 2.13137E - 8$$

$$S_b^2 = 2.8380E - 8$$

$$Var\left(1/\hat{w}\right) 1.773767E - 10$$

$$Sea C = 7.501105 \times 10g$$

$$Var\left(\hat{N}_T\right) = C^2 Var\left(1/\hat{w}\right) = 99,803,796$$

$$E.E.\left(\hat{N}_T\right) = 9990$$

La estimación del número total de individuos, N_T :

$$\hat{N}_T = \frac{C}{\hat{w}} = 744955$$

$$I.C. \rightarrow 744955 \pm 3\%$$

Tabla 5. Estimación del número total de individuos de mero *E. morio* por estrato y de la población total.

Table 5. Estimate of the total number of individuals of the red grouper, *E. morio*, per stratum and of the total population.

Estrato	\hat{N}_T	$Var(\hat{N}_T)$	C.V.	I.C. al 95%
Oriente	744950	9.29206372E9	0.13	744950 ± 26%
Poniente	1143947	8.94653096E10	0.26	1143947 ± 52%
Total	1888897	9.875737332E10	0.17	1888897 ± 33%

Tabla 6. Proporción de individuos por clase de longitud, de mero (*E. morio*).

Table 6. Proportion of individuals per length class of the red grouper (*E. morio*).

Clase de longitud	Estrato oriente		Estrato poniente	
	\hat{P}_E	$Var(\hat{P}_E)$	\hat{P}_E	$Var(\hat{P}_E)$
1	0.07	1.35E-4	0.39	1.2E-2
2	0.17	5.8E-3	0.34	5.6E-3
3	0.37	3.1E-3	0.23	4.6E-3
4	0.26	2.4E-3	0.03	3.6E-3
5	0.08	5.0E-4	0.00	-
6	0.02	1.5E-4	0.01	2.0E-4

isovarianza y de isocostos para las clases de longitud 2 y 5. El tamaño de muestra óptimo para dichas clases de longitud se encuentra en el punto A con $o_{ij} = 54$ peces y $m_i = 38$ embarcaciones-viaje, que satisfacen los niveles de precisión deseados.

Número de individuos por clase de longitud

Un estimador delta del número de individuos por clase de longitud es el siguiente:

$$\hat{N}_E = \hat{N}_T \hat{P}_E$$

desde que \hat{N}_T y \hat{P}_E son variables aleatorias, la varianza del estimador delta vendrá dada por la siguiente expresión:

boats-voyage, which satisfy the levels of precision wanted.

Number of individuals per length class

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

Since \hat{N}_T and \hat{P}_E are random variables, the variance of the delta estimator will be given by the following expression:

$$Var\left(\hat{N}_E\right) = \hat{N}_T^2 Var\left(\hat{P}_E\right) + \hat{P}_E^2 Var\left(\hat{N}_T\right) + 2\hat{N}_T\hat{P}_E\left\{Cov\left(\hat{P}_E, \hat{N}_T\right)\right\}^2$$

La varianza de este tipo de estimadores delta es obtenida por medio de una aproximación de primer orden usando series de Taylor y obtener la varianza de una función de variables aleatorias (Bevington, 1969; Seber, 1973, p. 7; Solana-Sansores, 1989).

La Tabla 7 muestra el uso del estimador de número de individuos por clase de longitud y su varianza, y los diferentes valores de estimación en los dos estratos.

DISCUSION

El uso de técnicas de muestreo probabilístico para el estudio de la captura desembarcada es considerado como altamente eficiente, al considerar tanto los niveles de precisión deseados como los costos de obtención de la información. Uno de los diseños de muestreo más recomendado para obtener información de desembarcos es el diseño de muestreo polietápico, debido a que se ha observado que es imposible extraer valores biométricos por medio de un muestreo aleatorio irrestricto al no contar con un marco muestral real, y al riesgo de introducir sesgos sistemáticos en el procedimiento de obtención de la muestra (Tomlinson, 1971; Pérez y Briquets, 1981; Sen, 1986).

En un planteamiento de muestreo probabilístico para la obtención de información de variables biométricas en capturas de desembarco, uno de los supuestos de mayor relevancia y que frecuentemente es violado es el supuesto de aleatoriedad, ya que por lo general la muestra de peces provenientes de las embarcaciones depende de que éstas estén disponibles en el lugar de desembarco para que tengan la misma probabilidad de ser elegidas como parte de la muestra, efectuándose un muestreo más bien arbitrario (Tomlinson, 1971; Chester y Waters, 1985). En el presente caso la elección de embarcaciones-viaje en forma arbitraria podría causar fuertes sesgos sistemáticos en las estimaciones, tomando en cuenta la fuerte estratificación por tallas que presenta la población del mero (*E. morio*) de acuerdo a la profundidad (Valdés y Padrón, 1980). En este sentido, las embarcaciones que

The variance of this type of delta estimators is obtained by means of a first order approximation using Taylor series and by the variance of a function of random variables (Bevington, 1969; Seber, 1973, p. 7; Solana-Sansores, 1989).

Table 7 shows the use of the estimator of the number of individuals per length class and its variance, and the different estimate values in the two strata.

DISCUSION

The use of probability sampling techniques for the study of unloaded catch is considered highly efficient, as it considers both the precision levels wanted and the cost of obtaining the information. The multistage sampling design is one of the most recommended sampling designs to obtain landing information, since it has been noted that it is impossible to obtain biometric values by means of an unrestricted random sampling if there is no real sampling framework and because of the risk of introducing systematic biases in the procedure of obtaining the sample (Tomlinson, 1971; Pérez and Briquets, 1981; Sen, 1986).

In a probability sampling design for obtaining information on biometric variables in landing catches, one of the most relevant and frequently violated assumptions is that of randomness. Generally, the sample of fishes obtained from the boats depends on their availability at the unloading site so that they have the same probability of being chosen as part of the sample, thus performing a random sampling (Tomlinson, 1971; Chester and Waters, 1985). In the present case, the random choice of boats-voyage could cause strong systematic biases in the estimates, taking into account the strong stratification by sizes presented by the red grouper population (*E. morio*) according to depth (Valdés and Padrón, 1980). Thus, the boats fishing in shallow areas will generally arrive at the unloading site before those that went out to fish in deeper waters, and the catches of the former will usually contain smaller than aver-

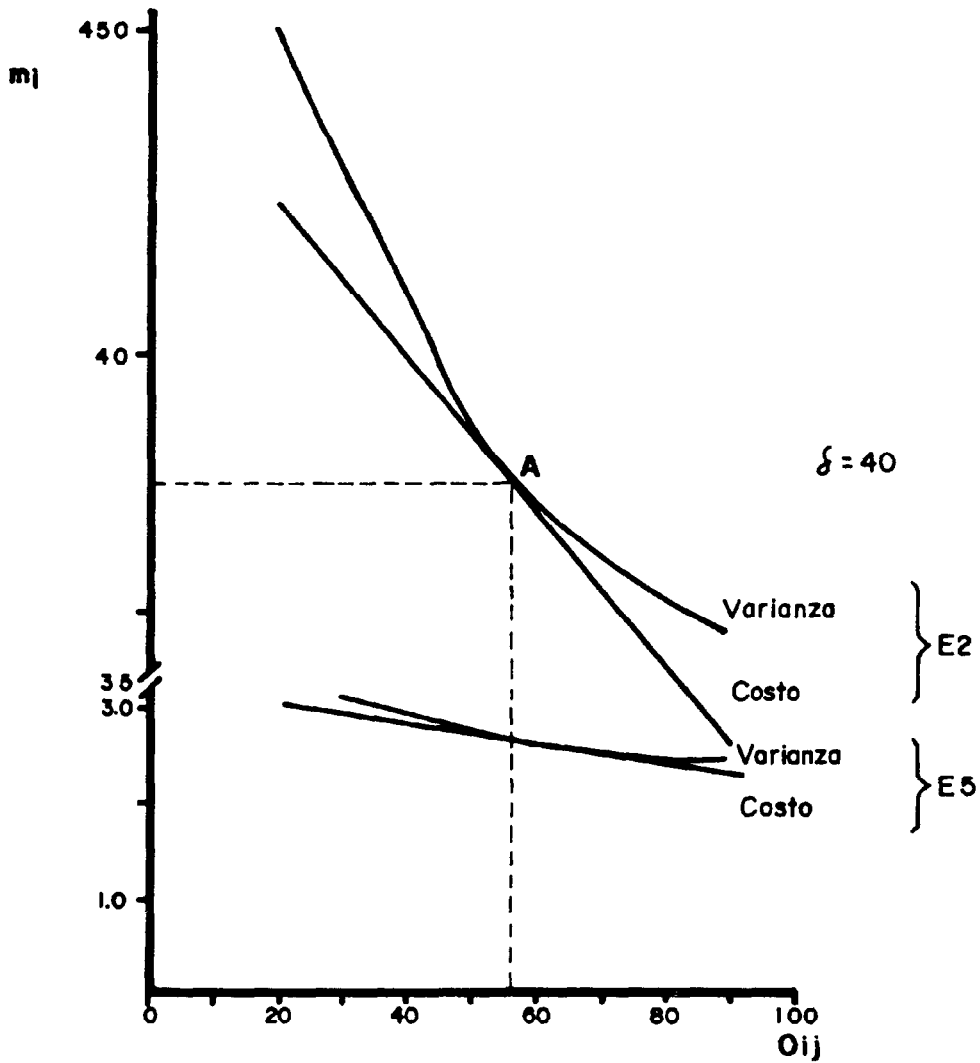


Figura 3. Curvas de isovarianza e isocostos, para las clases de longitud 2 y 5, de mero (*E. morio*). (o_{ij} = peces, m_i = embarcaciones.)

Figure 3. Isovariance and isocost curves, for length classes 2 and 5, of the red grouper (*E. morio*). (o_{ij} = fishes, m_i = boats.)

Tabla 7. Estimación del número de individuos por clase de longitud de mero (*E. morio*), por estrato.

Table 7. Estimate of the number of individuals per length class of the red grouper (*E. morio*), per stratum.

Clase de longitud	Estrato oriente			Estrato poniente		
	(\hat{N}_E)	$Var(\hat{N}_E)$	I.C. (95%)	(\hat{N}_E)	$Var(\hat{N}_E)$	I.C. (95%)
1	29798	8.9788182E7	± 64%	446139	2.931108883E10	± 77%
2	148990	9.21111814E8	± 41%	388942	1.767050623E10	± 68%
3	275632	2.993593246E9	± 40%	263108	1.0753345299E10	± 79%
4	193687	1.960113035E9	± 46%	34318	5.25463439E8	± 134%
5	59596	1.020843210E9	± 107%	0	-	-
> 6	14899	8.6959472E7	± 125%	11439	2.70669534E8	± 288%

Clase de longitud 2 del estrato oriente

$$\hat{N}_2 = \hat{N}_T \hat{P}_2 = 148990$$

$$\begin{aligned}
 Var(\hat{N}_2) &= \hat{N}_T^2 Var(\hat{P}_2) + \hat{P}_2^2 Var(\hat{N}_T) + 2N_T \hat{P}_2 \left[Cov(\hat{P}_2, \hat{N}_T) \right]^2 \\
 &= (744950)^2 (9.9E-4) + (0.2)^2 (9.29206372E9) + 2(744950)(0.2)(0.308)^2 \\
 &= 9.21111814E8
 \end{aligned}$$

pescaron en zonas someras estarán dispuestas en la zona de desembarco, por lo general, más temprano y sus capturas estarán constituidas usualmente por peces de tallas más pequeñas al promedio, mientras que aquellas embarcaciones que fueron a pescar a mayores profundidades, estarán disponibles en horas posteriores y tendrían en su captura peces de tallas mayores al promedio. En consecuencia, una muestra aleatoria será aquella que contenga información de toda la posible variación asociada a las profundidades a las que opera la flota (de 3 a 16 brazas de profundidad) y con mayor frecuencia de la profundidad promedio de captura (Solana-Sansores, 1989). De acuerdo con lo anterior, en un determinado día de captura sería posible obtener una muestra de embarcaciones de todas las profundidades, ya sea a través de un establecimiento de un muestreo sistemático o al tomar una muestra

age fishes whereas those of the latter will contain larger than average fishes. Consequently, a random sample will be one that contains information on all the possible variations associated to the depths in which the fleet operates (3 to 16 fathoms in depth) and more frequently, on the average depth of catch (Solana-Sansores, 1989). According to this, on a certain day of catch it would be possible to obtain a sample of boats of all depths, whether through the establishment of a systematic sampling or on taking a larger sample of boats to that required and subsequently carrying out a double stratified sampling of the larger sample.

Regarding the assumption of normality, its violation will influence the amplitude of the confidence intervals and the biases of the estimate (Cuff and Coleman, 1979), which can be corrected by means of a transformation. In

de embarcaciones más grande a la requerida y posteriormente realizar un muestreo doble estratificado de la muestra mayor.

Con lo que se refiere al supuesto de normalidad, su violación influirá en la amplitud de los intervalos de confianza y en los sesgos de la estimación (Cuff y Coleman, 1979), lo cual puede corregirse por medio de una transformación. En este caso se utilizó una transformación logarítmica, la cual mostró una mayor velocidad de convergencia a la distribución normal.

Otra forma de corregir los sesgos es a través de la búsqueda de una distribución empírica del estimador por métodos no paramétricos como el "bootstrap" (Diaconis y Efron, 1983), el cual, aunque tiene algunas ventajas con respecto a otros en precisión y verosimilitud, tiene la desventaja de demandar un uso intensivo de tiempo de cómputo.

Por lo que respecta al estimador del peso promedio para el mero (*E. morio*), la ecuación (1) se considera como una primera aproximación considerando que la precisión podría aumentar grandemente si se definiera cada puerto como estrato, convirtiéndose en un estimador bietápico. Además, es importante tomar en cuenta el tamaño de cada unidad primaria, ya que al introducir esta información en la estimación se podría aumentar la eficiencia (Hankin, 1984). No obstante, este aumento de eficiencia dependerá de las características del universo muestral y de la fracción de muestreo. En cuanto a la exactitud, Schweigert *et al.* (1985) llegan a la conclusión de que este tipo de estimadores son sesgados cuando se tienen tamaños muy diferentes en las unidades muestrales. En el caso particular de la flota artesanal, la mayor diferencia en unidades muestrales podría encontrarse entre los estratos oriente y poniente, pero debido a que fueron considerados de manera independiente para la obtención de los diferentes estimadores, se considera que el posible sesgo por esta posible fuente es despreciable. En el caso de puertos dentro de cada estrato y de las embarcaciones dentro y entre puertos, las diferencias como unidades muestrales son mínimas, al contrario de lo que podría esperarse para la flota mayor, donde la importancia relativa del puerto de Progreso/Yucalpetén es, por mucho, mayor a cualquier otro puerto de la región.

En la estimación del peso promedio a través de un esquema de múltiples etapas, el tamaño de muestra óptimo depende funda-

mente en este caso, a una transformación logarítmica que se utilizó, la cual mostró una mayor velocidad de convergencia a la distribución normal.

Otra forma de corregir los sesgos es por medio de la búsqueda de una distribución empírica del estimador por métodos no paramétricos como el "bootstrap" (Diaconis y Efron, 1983). Aunque tiene algunas ventajas con respecto a otros en precisión y verosimilitud, tiene la desventaja de demandar un uso intensivo de tiempo de cómputo.

Respecto al estimador del peso promedio para el mero (*E. morio*), la ecuación (1) se considera una primera aproximación considerando que si cada puerto se define como un estrato, la precisión podría aumentar grandemente, convirtiéndose en un estimador bietápico. Además, es importante tomar en cuenta el tamaño de cada unidad primaria, ya que al introducir esta información en la estimación se podría aumentar la eficiencia (Hankin, 1984). No obstante, este aumento de eficiencia dependerá de las características del universo muestral y de la fracción de muestreo. En cuanto a la exactitud, Schweigert *et al.* (1985) llegan a la conclusión de que este tipo de estimadores son sesgados cuando se tienen tamaños muy diferentes en las unidades muestrales. En el caso particular de la flota artesanal, la mayor diferencia en unidades muestrales podría encontrarse entre los estratos oriente y poniente, pero debido a que fueron considerados de manera independiente para la obtención de los diferentes estimadores, se considera que el posible sesgo por esta posible fuente es despreciable. En el caso de puertos dentro de cada estrato y de las embarcaciones dentro y entre puertos, las diferencias como unidades muestrales son mínimas, al contrario de lo que podría esperarse para la flota mayor, donde la importancia relativa del puerto de Progreso/Yucalpetén es, por mucho, mayor a cualquier otro puerto de la región.

En la estimación del peso promedio a través de un esquema de múltiples etapas, el tamaño de muestra óptimo depende fundamentalmente en este caso, a una transformación logarítmica que se utilizó, la cual mostró una mayor velocidad de convergencia a la distribución normal.

Respecto al estimador del peso promedio para el mero (*E. morio*), la ecuación (1) se considera una primera aproximación considerando que si cada puerto se define como un estrato, la precisión podría aumentar grandemente, convirtiéndose en un estimador bietápico. Además, es importante tomar en cuenta el tamaño de cada unidad primaria, ya que al introducir esta información en la estimación se podría aumentar la eficiencia (Hankin, 1984). No obstante, este aumento de eficiencia dependerá de las características del universo muestral y de la fracción de muestreo. En cuanto a la exactitud, Schweigert *et al.* (1985) llegan a la conclusión de que este tipo de estimadores son sesgados cuando se tienen tamaños muy diferentes en las unidades muestrales. En el caso particular de la flota artesanal, la mayor diferencia en unidades muestrales podría encontrarse entre los estratos oriente y poniente, pero debido a que fueron considerados de manera independiente para la obtención de los diferentes estimadores, se considera que el posible sesgo por esta posible fuente es despreciable. En el caso de puertos dentro de cada estrato y de las embarcaciones dentro y entre puertos, las diferencias como unidades muestrales son mínimas, al contrario de lo que podría esperarse para la flota mayor, donde la importancia relativa del puerto de Progreso/Yucalpetén es, por mucho, mayor a cualquier otro puerto de la región.

mentalmente del costo y la varianza de cada etapa (Hickley y Starkie, 1985; Schwigert *et al.*, 1985). Estos componentes de varianza tienden a cambiar en el tiempo, debido a múltiples causas como el ciclo de vida de la especie, cambios en el arte de pesca, la intensidad de explotación y otros. En este sentido, el método gráfico propuesto por Chester y Waters (1985) permite evaluar fácilmente el nivel de precisión para períodos de tiempo definidos al fijar un tamaño de muestra el cual puede ser fácilmente ajustado de tiempo en tiempo.

El estimador del número total de individuos depende de la variabilidad del peso promedio. En los valores de estimación de los dos estratos, se observó que en el estrato poniente se capturaron más individuos que al oriente del estado de Yucatán, pero más pequeños, lo que concuerda con los movimientos de la población asociados al patrón espacial y temporal de la reproducción (Valdés y Padrón, 1980; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1990).

El estimador de la proporción de individuos por clase de longitud se obtuvo al suponer una distribución binomial de acuerdo con Chester y Waters (1985), y estimar la proporción de cada clase individualmente. Otra forma de obtener una estimación sobre la proporción del número de individuos por clase de longitud, es suponiendo una distribución multinomial para todas las clases, donde para ser usada con alta verosimilitud en diseños de etapas múltiples, será necesario cumplir el supuesto de aleatoriedad y de que el coeficiente de correlación intraclase (ρ) sea pequeño entre los grupos (Gavaris y Gavaris, 1983).

El tamaño de muestra obtenido por el método gráfico de variables múltiples (Waters y Chester, 1987) fue considerado satisfactorio. Sin embargo, se ha demostrado que al asumir una distribución multinomial al considerar todas las clases de longitud en conjunto, existe una subestimación del tamaño de la muestra, por lo que es necesario reevaluar dicho tamaño por ecuaciones obtenidas desde la segunda distribución, como la propuesta por Tortora (1978).

La estimación del número de individuos por clase de longitud fue del tipo delta (Seber, 1973; Sampson, 1984), el cual incorpora en su varianza la incertidumbre de las estimaciones en que se basa, siendo para este caso, el número total y la proporción de individuos por clase de longitud. La incorporación de estos

average weight. From the estimate values of the two strata, it was observed that more individuals were caught in the western stratum than in the eastern stratum but of a smaller size. This concurs with the movements of the population associated to the spatial and temporal reproduction patterns (Valdés and Padrón, 1980; Arreguín-Sánchez *et al.*, 1990).

The estimator of the proportion of individuals per length class was obtained by assuming a binomial distribution in accordance with Chester and Waters (1985), and by estimating the proportion of each class separately. Another way of obtaining an estimate of the proportion of the number of individuals per length class, is assuming a multinomial distribution for all the classes. However, for it to be used with confidence in multistage designs, it will be necessary to fulfill the assumption of randomness and for the intraclass correlation coefficient (ρ) to be small between the groups (Gavaris and Gavaris, 1983).

The sample size obtained by the multiple variable graphic method (Waters and Chester, 1987) was considered satisfactory. However, it has been shown that on assuming a multinomial distribution when considering the length classes as a whole, the size of the sample is underestimated. Therefore, it is necessary to reevaluate this size using equations obtained from the second distribution, such as that proposed by Tortora (1978).

The estimate of the number of individuals per length class was of the delta type (Seber, 1973; Sampson, 1984), which incorporates in its variance the uncertainty of the estimations on which it is based. For this case, this is the total number and proportion of individuals per length class. The inclusion of these values of estimation error will enable the subsequent evaluation of its impact on the models of population dynamics and on the management of the resource.

ACKNOWLEDGEMENTS

This work was financed by SPP-SEP-COSNET (strategic project No. 6) and the government of the state of Yucatán (project entitled "Evaluación de la pesquería costera del mero"). This work was presented at the Primer Congreso Latinoamericano sobre Ciencias del Mar with support from COSNET. The authors thank DUMAC, S.A. for the

valores de error de estimación permitirá evaluar posteriormente su impacto en los modelos de la dinámica poblacional y en la propia administración del recurso.

AGRADECIMIENTOS

El desarrollo del presente trabajo fue realizado con el financiamiento otorgado por SPP-SEP-COSNET (proyecto estratégico No. 6) y el Gobierno del estado de Yucatán, a través del proyecto titulado "Evaluación de la pesquería costera del mero". Asimismo, fue presentado en el Primer Congreso Latinoamericano sobre Ciencias del Mar, al cual se asistió con apoyo del COSNET. Los autores agradecen a DUMAC, S.A. las facilidades prestadas para el desarrollo de algunas campañas de muestreo en el puerto de Celestún, Yucatán.

LITERATURA CITADA

- Arreguín-Sánchez, F., Seijo-Gutiérrez, J.C., Fuentes, D. y Solís, M. (1987). Estado del conocimiento de los recursos pesqueros de la plataforma continental de Yucatán y región adyacente. Doc. Tec. CRIP-Yucalpetén, 4: 41 pp.
- Arreguín-Sánchez, F., Contreras, M., Cabrera, M.A. y Burgos, R. (1990). Dinámica de la población y evaluación de la pesquería del mero (*Epinephelus morio*) del Banco de Campeche. Inf. Tec. CINVESTAV del IPN, CRIP-Yucalpetén, México, 29 pp.
- Bevington, P.R. (1969). Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences. McGraw-Hill, New York, 336 pp.
- Chester, A.J. and Waters, J.R. (1985). Two-stage sampling for age distribution in the Atlantic menhaden fishery, with comments on optimal design. North Amer. J. Fish. Manag., 5: 449-456.
- Cochran, W.G. (1980). Técnicas de muestreo. CECSA, México, 513 pp.
- Cuff, W. and Coleman, N. (1979). Optimal survey design: lessons from a stratified random sample of macrobenthos. J. Fish. Res. Board. Can., 36(4): 351-361.
- Diaconis, P. and Efron, B. (1983). Computer-intensive methods in Statistics. Sci. Amer., 248(5): 116-130.
- facilities provided for the undertaking of some of the sampling campaigns in the port of Celestún, Yucatán.
- English translation by Christine Harris.
-
- Doi, T., Mendizabal, D. y Contreras, M. (1981). Análisis preliminar de la población de mero, *Epinephelus morio* (Valenciennes), en el Banco de Campeche. Ciencia Pesquera. Inst. Nal. Pesca. Depto. Pesca, México, I(1): 1-16.
- Gavaris, S. and Gavaris, C.A. (1983). Estimation of a catch at age and its variance for groundfish stocks in the Newfoundland region. In: W.G. Doubleday and D. Rivards (eds.), Sampling Commercial Catches for 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 large water bodies. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 41: 1575-1591.
- Hickley, J. and Starkie, A. (1985). Cost effective sampling of fish populations in large water bodies. J. Fish Biol., 27: 151-161.
- Muhlia, A. (1976). Aspectos biológico-pesqueros de *Epinephelus morio* (Valenciennes): mero. Mem. Simp. Nal. Rec. Pes. Mas., México, INP/SIC, pp. 223-264.
- 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.
- Raj, D. (1980). Teoría del muestreo. Fondo de Cultura Económica, México, 305 pp.
- Rivas, L.R. (1970). The red grouper of the Gulf of Mexico. Com. Fish. Rev., 32(10): 24-30.
- Rodríguez, H. (1986). Determinación de la edad y crecimiento del mero (*Epinephelus morio* Valenciennes) del Banco de Campeche, utilizando dos estructuras óseas diferentes (otolito y hueso mesopterigoides). Tesis profesional, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
- Sampson, D.B. (1984). Variance estimators for virtual population analysis. M.Sc. Thesis, Univ. of Washington, 81 pp.

- 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.
- Seber, G.A.F. (1973). The estimation of animal abundance (and related parameters). C. Griffin & Co., London, 500 pp.
- Seijo, G.J.C. (1986). Comprehensive simulation model of a tropical demersal fishery: red grouper (*Epinephelus morio*) of the Yucatan continental shelf. Ph.D. dissertation, Michigan State Univ., USA, 210 pp.
- Sen, A.R. (1986). Methodological problem in sampling commercial rockfish landings. Fish. Bull., 84(2): 409-421.
- Snedecor, G.W. y Cochran, W.G. (1971). Métodos estadísticos. CECSA, México, 703 pp.
- Solana-Sansores, R. (1989). Diseños de muestreo óptimo en pesquerías tropicales: revisión de dos casos para el estado de Yucatán. Tesis de Maestría en Ciencias, CINVESTAV del IPN, México, 135 pp.
- Tomlinson, P.K. (1971). Some sampling problems in fishery work. Biometrics, 27: 631-641.
- Tortora, R.D. (1978). A note on sample size estimation for multinomial populations. Amer. Stat., 32(3): 100-102.
- Valdés, E. y Padrón, G. (1980). Pesquerías de palangre. Rev. Cub. Inv. Pesq., 5(2): 38-53.
- Waters, J.R. and Chester, A.J. (1987). Optimal allocation in multivariate, two-stage sampling designs. Amer. Stat., 4(1): 46-50.