



Latin American Journal of Aquatic Research

E-ISSN: 0718-560X

lajar@ucv.cl

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Chile

Canales, Cristian; Arana, Patricio

Desempeño de dos diseños de muestreo empleados en la evaluación de crustáceos demersales
mediante el método de área barrida

Latin American Journal of Aquatic Research, vol. 37, núm. 2, 2009, pp. 211-219

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Valparaíso, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=175014501008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Research Article

Desempeño de dos diseños de muestreo empleados en la evaluación de crustáceos demersales mediante el método de área barrida

Cristian Canales¹ & Patricio Arana²

¹Departamento de Evaluación de Recursos, División de Investigación Pesquera
Instituto de Fomento Pesquero, Blanco 839, Valparaíso, Chile

²Escuela de Ciencias del Mar, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso,
Casilla 1020, Valparaíso, Chile

RESUMEN. Se simula la densidad teórica de la variable Captura por Unidad de Área (CPUA) que podría tener un crustáceo demersal distribuido sobre la plataforma continental en una locación geográfica pre-definida. Sobre esta densidad se simulan dos diseños de muestreo empleados tradicionalmente para la evaluación de crustáceos en Chile mediante el método de área barrida. Se evalúa el desempeño de un muestreo sistemático y otro aleatorio estratificado, considerando distintos escenarios en el número de estratos, las transectas y el número de lances por transectas o estratos. Como indicador de eficiencia se mide el error cuadrático medio y el error relativo del estimador de densidad promedio. Los resultados indican que para un recurso que se agrega en el espacio, correlacionado espacialmente y con importantes gradientes en densidad, el diseño de muestreo sistemático presenta menores índices de error respecto del diseño de muestreo estratificado.

Palabras clave: evaluación, simulación, área barrida, muestreo sistemático, muestreo estratificado, recursos demersales.

Performance of two sampling designs used to evaluate demersal crustaceans with the swept area method

ABSTRACT. Herein, we simulate the theoretical density of the variable catch per unit area (CPUA) for demersal crustaceans distributed over the continental shelf in a pre-determined geographic location. This density was used to simulate two sampling designs traditionally used in Chile for evaluating crustaceans with the swept area method. The performances of systematic and stratified random samplings were evaluated considering different scenarios in terms of the number of strata, transects, and the number of hauls per transect or stratum. As an indicator of efficiency, we measured the mean squared error and the relative error of the estimator of average density. The results indicate that, for a resource that is aggregated in space, is correlated spatially, and has important density gradients, the systematic sampling design presents lower indices of error than does the stratified sampling design.

Keywords: biomass determination, simulation, swept area method, systematic sampling, stratified sampling, demersal resources.

Corresponding author: Cristian Canales (ccanales@ifop.cl)

INTRODUCCIÓN

La explotación de crustáceos demersales frente a la costa central de Chile, entre 100 y 500 m de profundidad, se centra en el camarón nailon (*Heterocarpus reedi*), langostino amarillo (*Cervimunida johni*) y langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*), las que constituyen pesquerías consolidadas y de especial

relevancia para el país. Asimismo son importantes para las diversas empresas que los extraen, en atención a la gran demanda de mano de obra que se requiere para su extracción y procesamiento y por el hecho que la producción es exportada casi en su totalidad hacia mercados extranjeros. De allí la conveniencia de contar con estimados precisos de la abundancia que presentan anualmente estas poblaciones, a fin de adecuar

la explotación a los niveles de biomasa y contribuir a la conservación de las mismas.

En las últimas dos décadas la determinación de la biomasa disponibles de estos recursos se ha determinado principalmente mediante proyectos de investigación que utilizan el método de área barrida (Roa *et al.*, 1996, 1997, 1998; Acuña *et al.*, 1998, 1999; ECM, 2000, Arana *et al.*, 2002; Bahamonde *et al.*, 2000, 2003; Canales *et al.*, 2002; entre otros). Dicha metodología requiere de estimados precisos de la densidad del recurso que se evalúa en el área rastreada por la red de arrastre, los que dependen en gran medida del diseño de muestreo aplicado, y de las características operacionales como la distancia rastreada por el arte, el ancho de la boca de la red, el tiempo que ésta permanece pegada al fondo y el comportamiento del recurso objetivo. Además, es preciso contar con un cálculo adecuado del área de distribución de la especie investigada, de manera de poder extrapolar dicha densidad al área total y lograr de este modo contar con un estimado confiable de la biomasa total disponible en ese lugar. Sin embargo, la determinación del área está influenciada de igual manera por el diseño de muestreo aplicado en la zona de interés.

El presente trabajo está orientado a analizar la bondad de dos diseños de muestreo: sistemático y estratificado como referente al planificar las operaciones de pesca de arrastre con el método de área barrida. Para ello se simulan resultados utilizando una población teórica, con distribución y densidad conocida, sobre la cual se efectúan los muestreos, para definir medidas de error que se obtienen de acuerdo a diversas variables operativas, como la posición de las transectas, número de estratos y cantidad de estaciones o lances.

MATERIALES Y MÉTODOS

Generación de la densidad en el espacio

La distribución espacial de crustáceos demersales en Chile se caracteriza por ser de tipo agregado y de focos aislados (Roa *et al.*, 1997, 1998; Acuña *et al.*, 1998; ECM, 2000, entre otros), con núcleos de altas densidades o captura por unidad de área (CPUA) y gradientes espaciales reflejados en una gradual disminución si las muestras se distancian desde éste. En este sentido y para evaluar el error asociado con distintos diseños de muestreo empleados en los cruceros de evaluación directa de crustáceos en Chile, se modela la distribución y densidad espacial de un determinado recurso, suponiendo que esta responde a la suma de múltiples funciones de probabilidad (*fdp*) normal bivariable de parámetros conocidos. Luego y sobre esta

distribución espacial, se simulan los lances en función de algún diseño de muestreo particular.

La densidad espacial del recurso se supone dependiente de la posición geográfica definida por h = (latitud; longitud). Para estos propósitos, se modelan dos *fdp* normal multivariada definida por un vector de media (μ) y una matriz de varianza-covarianza (Σ), esta última simétrica positiva de tamaño $d \cdot d$. El área simulada cubrió el cuadrante acotado entre los paralelos 35°06'S-35°48'S y los meridianos 72°12'W-72°27'W (Tabla 1). La función de probabilidad normal bivariable está dada por:

$$f(h|\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{-d/2} \cdot |\Sigma|^{-1/2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}(h-\mu)^T \cdot \Sigma^{-1} \cdot (h-\mu)\right) \quad (1)$$

Esta expresión permite representar espacialmente la densidad del recurso con curvas de nivel y como ésta disminuye conforme si la posición definida en h se aleja de sus respectivos núcleos centrados en μ (Fig. 1). En el presente trabajo se modela la densidad considerando la suma de dos *fdp* normal-multivariada, de la forma:

$$G(h|\mu, \Sigma) = f(h|\mu_1, \Sigma_1) + f(h|\mu_2, \Sigma_2) \quad (2)$$

Las dos distribuciones de densidad por separado supusieron covarianza nula entre longitud y latitud, y un bajo nivel de dispersión (varianza) en longitud, por ejemplo, fijando coeficientes de variación menores al 1% (Tabla 1). Esto permite que las agregaciones simuladas no tengan distribución diagonal y que la mayor dispersión o amplitud se registre a nivel latitudinal más que longitudinal, lo cual es una característica de las agregaciones de crustáceos en Chile. En este caso, el área de análisis tiene una extensión latitudinal de 42 mn y longitudinal de 15 mn.

Simulación de lances y evaluación de diseños de muestreo

La evaluación de crustáceos demersales en Chile ha sido llevada a cabo siguiendo esencialmente dos esquemas de diseño de muestreo: un muestreo sistemático (Roa *et al.*, 1996, 1997, 1998; Acuña *et al.*, 1998; ECM, 2000, 2002; Canales *et al.*, 2002; Bahamonde *et al.*, 2003; entre otros) donde las estaciones o lances son fijados a una distancia en longitud y latitud constante en el espacio, y un diseño aleatorio estratificado en el cual el área de estudio es estratificada espacialmente y los lances son desplegados al azar en cada estrato (Acuña *et al.*, 1999, 2003, 2005, 2006; Bahamonde *et al.*, 2000). Detalles sobre las características de este y otros diseños de muestreo pueden ser consul-

Tabla 1. Parámetros de las distribuciones normales bivariadas consideradas para generar una distribución de densidad en el espacio.

Table 1. Parameters of the normal bivariate distributions considered in order to generate a density distribution in space.

	μ		Σ
$f_1(h \mu, \Sigma)$	-35,50	0,0100	0,0000
	-72,30	0,0000	0,0009
	μ		Σ
$f_2(h \mu, \Sigma)$	-35,30	0,0025	0,0000
	-72,35	0,0000	0,0009

tadas en Jolly & Hampton (1990), Thompson (1992) e ICES (2004a, 2005), entre otros.

En este estudio, se compara el desempeño de los diseños de muestreo mencionado sobre la base de un ejercicio de simulación de la distribución espacial del recurso en un área definida. La generación o simulación espacial de los lances de pesca considera la siguiente secuencia de pasos:

- Se cuadrícula la zona en n intervalos de latitud y m intervalos de longitud.
- La secuencia espacial de los lances de pesca sigue el sentido este-oeste y norte-sur.
- El diseño sistemático considera transectas lineales regulares extendidas longitudinalmente para cada intervalo de latitud (n). Sobre estas y para cada intervalo de longitud (m), los lances fueron desplegados ordenadamente siguiendo una distancia fija. La posición del primer lance fue elegido aleatoriamente y el resto de los lances quedan determinados espacialmente respecto del primero (ICES, 2004a).
- El diseño estratificado considera la realización de un lance eligiendo al azar una determinada posición geográfica h al interior de cada estrato o cuadrícula.
- Para cada lance ubicado en el par h se evalúa el valor que toma la variable $G(h)$.

En el muestreo sistemático, la densidad promedio del recurso está determinada por:

$$\hat{D} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^N G(h_j | \mu, \Sigma) \quad (3)$$

donde N es el número total de lances y G es el valor de la densidad evaluada en la posición h .

Por su parte, el estimador para el muestreo estratificado corresponde a:

$$\hat{D} = \sum_{h=1}^H W_h \cdot \hat{D}_h \quad (4)$$

donde h es el estrato y W un coeficiente de ponderación que podría estar determinado, por ejemplo, por el tamaño relativo del estrato. Para efectos prácticos, todos los estratos considerados fueron del mismo tamaño y por ende el estimador de densidad promedio del muestreo estratificado resulta similar al estimador del diseño sistemático. Cabe señalar que en este ejercicio, se consideran todos los lances sin excepción de aquellos lances que por su bajo valor de densidad suelen ser llamados “lances negativos” (i.e. lances sin capturas).

El desempeño de un determinado diseño de muestreo es evaluado considerando el valor que toma la densidad media respecto del valor verdadero, lo cual se realiza considerando el valor esperado del Error Cuadrático Medio (ECM) y el valor absoluto del Sesgo (S) definidos por:

$$ECM = E[(\hat{D} - D)^2] = \frac{1}{T} \cdot \sum_{i=1}^T (\hat{D}_i - D)^2 \quad (5)$$

$$S = |E(\hat{D}) - D| = \left| \frac{1}{T} \cdot \sum_{i=1}^T (\hat{D}_i - D) \right| \quad (6)$$

donde i es la réplica y T es el número total de réplicas ($T = 250$). Por su parte, D corresponde al valor verdadero de densidad promedio $D = 11,22$ unidades.

En este trabajo se evaluaron combinaciones de tres a cinco intervalos espaciales (latitud y longitud), lo que equivale a decir que como mínimo se realizaron nueve lances y como máximo 25. El modelo de simulación fue programado en Matlab V6.5.

RESULTADOS

Modelación de la densidad en el espacio

Consecuentemente con la metodología, un modelo del “manto” de CPUE fue generado con dos núcleos de concentración y distribuido en un cuadrante de 630 mn^2 . Dicho manto es continuo en densidad y si se considera, por ejemplo, el área que circunscribe el contorno del 10% del valor máximo o moda de la distribución, se obtiene un área efectiva de 530 mn^2 que se encuentra en los órdenes de magnitud del tamaño promedio de una agregación de abundancia (Acuña *et al.*, 2006). La superficie resultante es continua y contagiosa en cuanto a los valores de mayor densidad (Figs. 1a y 1b), lo cual produce una distribución con sesgo positiva que es una característica en este tipo de variables (Fig. 1c). Esto último permitiría explicar la

asimetría de las variables distribuidas en el espacio, las que obedecen esencialmente a una estructura espacialmente correlacionada donde los valores de las unidades vecinas tienden a parecerse entre sí respecto de las observaciones más distantes.

Simulación de lances y evaluación de los diseños de muestreo

La simulación supuso *a priori* que se dispone de antecedentes relativos a los límites donde se concentra el recurso o foco de agregación, es decir, se tiene cierta precisión de los caladeros de pesca históricos sobre el cual los lances son desplegados en el área de interés siguiendo los dos diseños de muestreo analizados. El resultado produce distintos despliegues espaciales de lances y se presenta un ejemplo de cuatro cruceros (dos sistemáticos y dos estratificados), sobre una zona cuadriculada en cuatro intervalos regulares tanto en longitud como en latitud (Fig. 2).

El resultado de la evaluación de los diseños de muestreo indica en general, que el valor de la densidad media CPUA estimada no difiere significativamente entre diseños ni número de lances o estratos considerados, pero si lo hacen las medidas de error consideradas (Tablas 2 y 3). En todos los casos, los menores niveles de error resultaron de un ordenamiento sistemático de los lances respecto de un esquema estratificado. Para el número mínimo de lances o estratos (9), el error cuadrático medio (ECM) del muestreo estratificado fue de $25,35 u^2$, lo que supera en 2,2 veces el ECM obtenido para el mismo caso en el muestreo sistemático. Este mismo resultado permite establecer que para reducir el ECM del muestreo estratificado a $3,0 u^2$ se requirieron 25 lances-estratos, mientras que similar medida se obtiene con 16 lances si se sigue un muestreo sistemático.

Las Tablas 2 y 3 muestran que, al igual que el ECM, el valor absoluto del sesgo es menor en el muestreo sistemático respecto del muestreo estratificado y disminuye a medida que aumenta el número de lances o estratos considerados. El error relativo para el número mínimo de lances o estratos llega a 25% en el muestreo sistemático y a 36% en el muestreo estratificado, reduciéndose respectivamente a 9% y 12% si se considera el número máximo de lances o estratos. De igual forma y consecuentemente con la propiedad de insesgamiento del estimador de densidad media, se destaca la similitud entre la varianza del estimador respecto del ECM. Las pequeñas diferencias se deben al procedimiento de análisis limitado a un cierto número de réplicas.

Una mejor comprensión de las medidas de error se obtiene al observar la dispersión de los valores de la

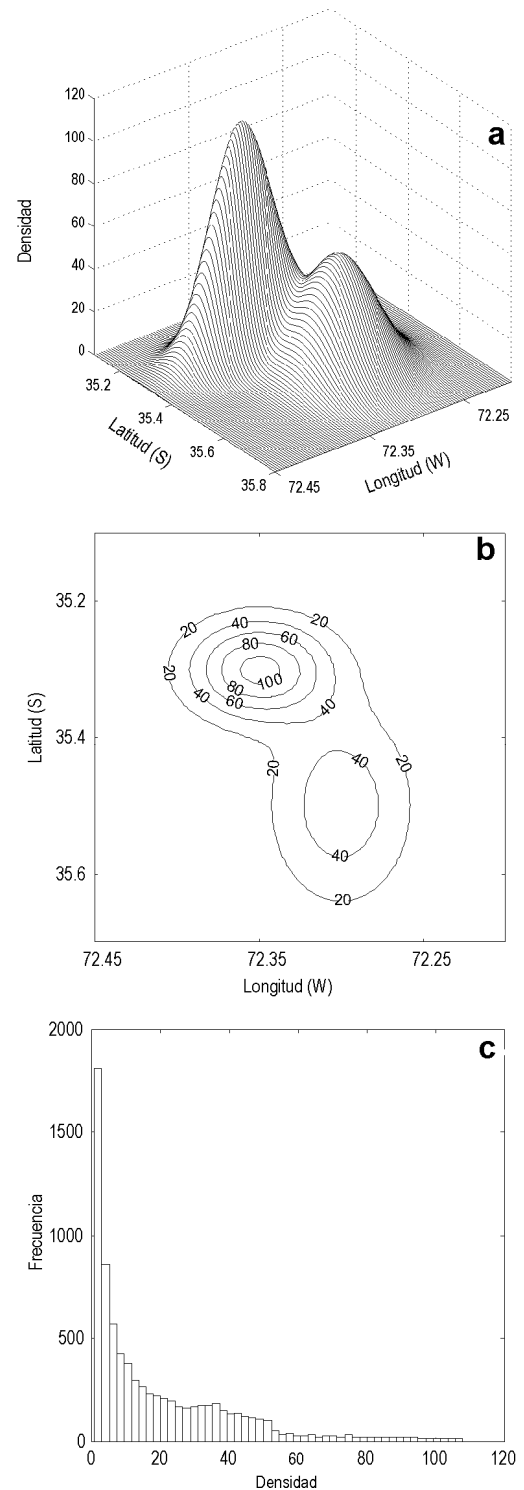


Figura 1. Distribución de la densidad simulada: a) densidad en el espacio, b) curvas de nivel en el espacio y c) frecuencia de la variable densidad.

Figure 1. Distribution of the simulated density: a) density in space, b) curves of level in space, and c) frequency of the variable density.

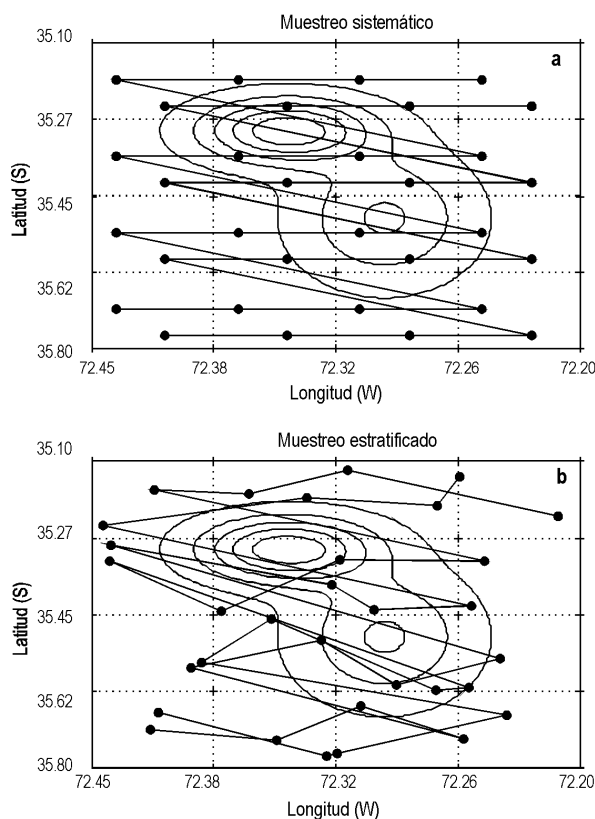


Figura 2. Simulación de dos diseños de muestreo con a) lances sistemáticos, y b) lances aleatorios estratificados sobre un caladero de pesca. Las curvas de nivel corresponden a líneas de igual densidad.

Figure 2. Simulation of two sampling designs with a) systematic hauls, and b) random stratified hauls over a fish fishery. The curves of level correspond to lines of equal density.

CPUA media muestral en relación con el número de unidades de muestreo o lances. El muestreo sistemático obtuvo una significativa menor dispersión de valores en torno al promedio respecto del muestreo estratificado (Fig. 3), y las medidas de error consideradas disminuyen en forma exponencial respecto del número de lances (Fig. 4).

DISCUSIÓN

La aplicación de una función de densidad normal bivariada permitió reproducir de manera continua, en forma y magnitud, la expresión que podría tener la concentración de una población local de crustáceos sobre el fondo marino. Esto último está referido a las formas que sugieren isocuantías con alta densidad hacia el centro de la distribución y mínimas hacia la periferia. Ejemplos de esta distribución son informa-

das tanto por Arana & Arredondo (1993) como por Roa *et al.* (1996), quienes determinaron que el langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*) que se distribuye en la plataforma continental de la zona centro-sur de Chile, presenta agregaciones compactas y continuas caracterizadas por núcleos de mayor densidad hacia el centro de su concentración.

Si bien la simulación de la densidad no consideró de manera explícita la correlación espacial, esta igualmente permitió el análisis expedito en cuanto a las propiedades estadísticas y a la evaluación del desempeño de dos diseños de muestreo. Una distribución caracterizada por el cúmulo de agregaciones discretas podría ser modelada, por ejemplo, mediante la suma de varias distribuciones bivariadas de mínima varianza. Ejemplos similares de simulación de datos correlacionados espacialmente pueden ser encontrados en ICES (2004a, 2004b).

De acuerdo con esto y condicionado al supuesto sobre la distribución espacial que tendría un crustáceo en el fondo marino, se pudo determinar que para ambos diseños de muestreo, tanto el error cuadrático medio (ECM) como el error relativo entregan mayores valores en un muestreo estratificado respecto de un muestreo sistemático. Es decir, el arreglo sistemático de lances entrega menor error frente a un recurso que tiene gradientes en su densidad, como es el caso de los crustáceos explotados en Chile. En este mismo sentido, Gunderson (1993) señala que un muestreo de posiciones puramente aleatorias sobre la zona de interés genera mayor error en las estimaciones y que una forma de reducir el error es ubicar los lances sobre posiciones predefinidas mediante un diseño del tipo sistemático. En este caso, se puede suponer que cada foco de abundancia es un gran estrato, y entonces la pregunta radica en la forma de realizar el muestreo al interior de cada uno de éstos. Por su parte, ICES (2004a) sugiere que ante evidencias de autocorrelación local positiva de la densidad, un estimador más preciso de la población puede resultar de un muestreo sistemático. Evidencias de este tipo de correlaciones han quedado determinadas con el análisis de semi-variogramas informadas recientemente por Acuña *et al.* (2006).

En efecto, en el presente trabajo se corroboró lo sugerido por ICES (2004a) en cuanto a que los valores de sesgo y error cuadrático medio favorecen el diseño de muestreo sistemático frente a gradientes de densidad. De igual forma, ICES (2005) indica a partir de un estudio de simulación, que los estimados más precisos de abundancia para un recurso con alta correlación espacial se obtienen con diseños de tipo sistemáticos, y por el contrario, el muestreo de tipo estratificado

Tabla 2. Error cuadrático medio (ECM), sesgo absoluto, error relativo, densidad media CUPA y valor de la varianza del estimador de CUPA en un diseño sistemático.

Table 2. Mean squared error (ECM), absolute bias, relative error, mean CUPA density, and the value of the variance of the CUPA estimator in a systematic design.

Diseño sistemático						
# lances	ECM	Sesgo	Error relativo	CUPA	v(CUPA)	
9	11,42	2,94	0,25	11,65	11,28	
12	7,39	2,31	0,20	11,40	7,37	
15	6,25	1,89	0,17	11,44	6,22	
16	2,59	1,44	0,13	11,23	2,60	
20	1,51	1,02	0,09	11,44	1,47	
25	0,48	0,62	0,05	11,38	0,46	

Tabla 3. Error cuadrático medio (ECM), sesgo absoluto, error relativo, densidad media CUPA y valor de la varianza del estimador de CUPA en un diseño estratificado.

Table 3. Mean squared error (ECM), absolute bias, relative error, mean CUPA density, and the value of the variance of the CUPA estimator in a stratified design.

Diseño estratificado						
# lances	ECM	Sesgo	Error relativo	CUPA	v(CUPA)	
9	25,35	3,97	0,36	10,97	25,39	
12	16,35	3,28	0,29	11,42	16,34	
15	11,58	2,71	0,24	11,45	11,56	
16	8,92	2,39	0,21	11,57	8,83	
20	6,16	1,99	0,17	11,56	6,05	
25	3,00	1,37	0,12	11,22	3,01	

parece tener mejor desempeño en recursos de baja correlación espacial en densidad.

Al respecto, ICES (2004a) destaca ciertas ventajas para un muestreo sistemático, señalando que se producen estimados más precisos de densidad media cuando existen reconocidos gradientes espaciales en la variable de interés, permitiendo así una delimitación más precisa en la distribución espacial del recurso, un bajo riesgo de ignorar agregaciones que son del mismo tamaño que la distancia entre las transectas y se generan estimados que resultan comparables en una serie de tiempo. El muestreo sistemático es común en la evaluación acústica de recursos en el mar del Bering (Williamson & Traynor, 1996); en el krill del estuario de San Lawrence (Simard *et al.*, 2003); en los cruceros de ictioplancton desarrollados por el California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations (CalCOFI) en el sur de California (Ohman & Venrick, 2003); en los cruceros para evaluar el número de larvas de

herring o arenque (*Clupea harengus*) en el Mar del Norte (ICES, 2004a); y de huevos de caballa (*Scomber scombrus*) en el Atlántico noreste (ICES, 2002). En Chile, este tipo de diseño es utilizado en los cruceros realizados para determinar el número de huevos y larvas de anchoveta (*Engraulis ringens*) de la zona norte de Chile (Braun *et al.*, 2004, 2005), y en los de huevos y larvas (Arcos *et al.*, 2005; Sepúlveda *et al.*, 2006, 2007), como en los hidroacústicos (Cordova *et al.*, 2005, 2006) efectuados para evaluar el jurel (*Trachurus murphi*) en la zona centro-sur de Chile.

No obstante, el muestreo estratificado también ha sido comúnmente empleado en los cruceros de arrastre en la zona de alimentación del haddock o eglefino (*Melanogrammus aeglefinus*) y el bacalao (*Gadus morhua*) de la costa este de Canadá (Forest & Minet, 1981; Halliday & Koeller, 1981); evaluaciones multi-especies en el norte de USA (Azarovitz, 1981); el bacalao de mar abierto de Islandia (ICES, 1992); el

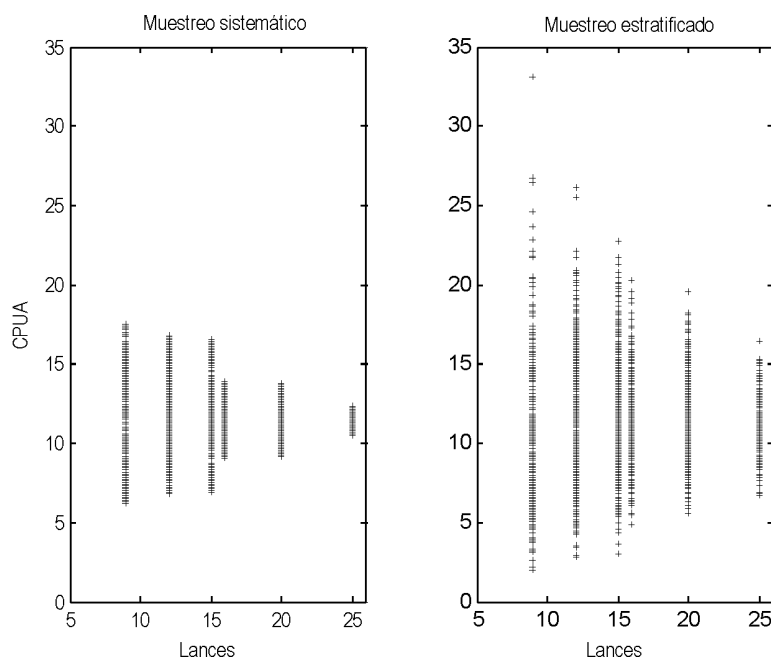


Figura 3. Captura por unidad de área (CPUA) simulada 250 veces para dos diseños de muestreo.

Figure 3. Catch per unit area (CPUA) simulated 250 times for the two sampling designs.

ostión (*Placopecten magellanicus*) en Georges Bank (Mohn *et al.*, 1987) y en la bahía de Fundy (Smith & Lundy, 2002). Este tipo de diseño también ha sido empleado en cruceros acústicos de krill (*Euphausia superba*) en la isla Georgia del Sur (Brierley *et al.*, 2003) y en la anchoveta de Sudáfrica (*Engraulis capensis*) (Jolly & Hampton, 1990). En Chile, son ejemplos de diseños derivados a este los implementados por Acuña *et al.* (1999) y Bahamonde *et al.* (2000), entre otros.

En consecuencia, el diseño de muestreo dependerá de las características propias de los recursos en cuanto a la estructura y variabilidad espacial que presenten. Al respecto, una permanente sugerencia en muchos estudios realizados en el hemisferio norte es propender a fijar inter-anualmente las estaciones de muestreo. De acuerdo con ICES (2004a), el mérito relativo de fijar la posición espacial de las estaciones de muestreo, dice relación con que los cambios en la abundancia relativa en las estaciones pueden ser interpretados como equivalentes a cambios en la población. Consecuentemente con esto, una importante extensión y bajo el mismo propósito es fijar la superficie o área empleada para el cálculo de biomasa, esto en la medida que el área cubierta por el diseño cubra suficientemente bien la superficie de distribución del recurso. El cálculo del área puede llegar a ser un tema gravitante y subjetivo en el criterio de estimación, y con ello determinante en las estimaciones de biomasa.

En otros términos y si bien el mayor número de lances genera valiosa información respecto de la densidad del recurso, a la vez que permite mejorar la exactitud vía la reducción de la varianza, las evidencias de correlación espacial recomiendan también aprovechar esta información vía el uso de estimadores geo-estadísticos, esto a objeto que la información colectada se interprete como parte de una función o modelo de densidad que se desea ajustar, y sobre este, establecer predicciones y estimaciones de medida central.

Finalmente y a partir de los resultados obtenidos en este estudio, se advierte la clara necesidad de revisar los actuales esquemas de investigación para la evaluación de biomasa mediante el método de área barrida. De acuerdo con esto y en complemento con el párrafo anterior, se sugiere para fines de comparación histórica el uso de indicadores de abundancia relativos (*e.g.*, CPUA), sobre la base de diseños de muestreos sistemáticos que consideren la reproducción espacial en la posición de las estaciones muestreo (lances). Lo anterior se sustenta en que; (i) la CPUA diseño-basada al ser independiente de la pesquería puede ser un mejor índice poblacional respecto de la señal de CPUE derivada de la flota comercial, y (ii) las estimaciones de biomasa a través del método “área barrida” son valores condicionados a la superficie del foco, es decir, extrapolados al área calculada, y no son medidas absolutas dado el método de estimación y el escape del

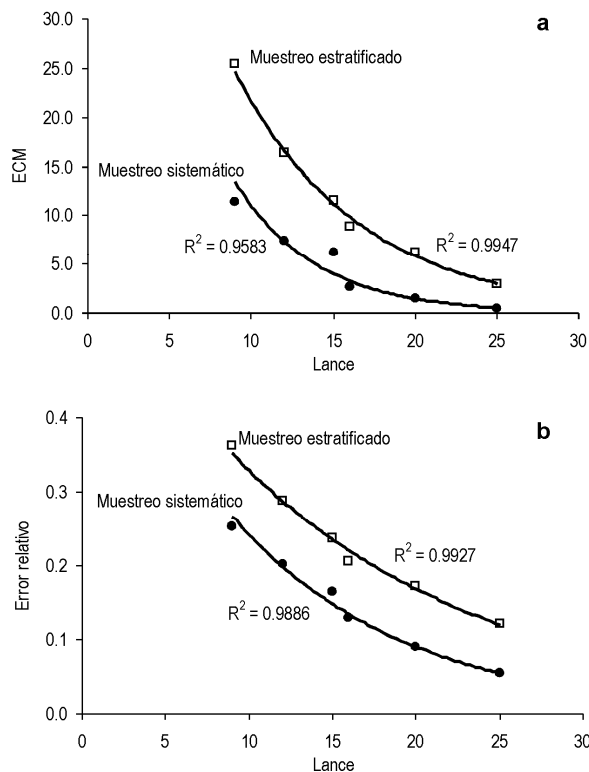


Figura 4. a) Error cuadrático medio, y b) error relativo en un muestreo sistemático y estratificado en función del número de lances.

Figure 4. a) Mean squared error, and b) relative error in a systematic and estratified sampling in relation to the number of hauls.

recurso al arte de pesca o al área cubierta en el análisis.

REFERENCIAS

- Arana, P. & M. Arredondo. 1993. Dinámica de los focos de abundancia del langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*) frente a la región del Bío-Bío. Estud. Doc., Univ. Católica Valparaíso, 2(A): 105 pp. y 2(B): 148 pp.
- Arana, P., M. Ahumada & A. Guerrero. 2002. Evaluación directa de langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*) en la IV Región. Estud. Doc., Univ. Católica de Valparaíso, 5/2002: 59 pp.
- Arcos, D., C. Gatica, P. Ruiz, A. Sepúlveda, S. Núñez, R. Alarcón, C. Oyarzún, S. Gacitúa, M.A. Barbieri, J. Córdova & M. Espejo. 2005. Condición biológica del jurel en alta mar, año 2004. Informe Final FIP 2004-33: 274 pp.
- Acuña, E., M. Berríos, L. Cid, C. Díaz, J. Moraga, A. Mujica, J. Olivares & R. Roa. 1998. Evaluación directa del stock de langostino amarillo en III y IV Regiones. Informe Final Proyecto FIP 97-25: 156 pp.
- Acuña, E., E. Pérez, M. Berríos, L. Cid, J. Moraga, A. Mujica & R. Alarcón. 1999. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, 1999. Informe Final Proyecto FIP 99-08: 214 pp.
- Acuña, E., G. Conan, L. Cid, R. Alarcón & L. Cubillos. 2003. Evaluación directa de langostino colorado entre la III y IV Regiones, año 2003. Informe Final FIP/IT N°2003-03: 141 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, L. Cid, A. Cortés, L. Cubillos, R. León & S. Neira. 2005. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2004. Informe Final FIP/IT N°2004-11: 398 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, L. Cid, H. Arancibia, L. Cubillos & A. Cortés. 2006. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2005. Informe Final Proyecto FIP N°2005-09: 348 pp.
- Azarovitz, T.R. 1981. A brief historical review of the Woods Hole Laboratory trawl survey time series. Bottom trawl surveys. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., 58: 62-81.
- Bahamonde, R., M.A. Barbieri, C. Canales, T. Peñailillo, P. Gálvez, C. Montenegro & H. Pool. 2000. Evaluación directa del langostino colorado de la V a VIII Región, 1999. Informe Final Proyecto FIP 99-07: 215 pp.
- Bahamonde, R., C. Canales, B. Leiva & M.A. Barbieri. 2003. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2002. Informe Final Proyecto FIP N°2002-06: 217 pp.
- Bailey, M.C., C.D. Maravelias & E.J. Simmonds. 1998. Changes in the distribution of autumn spawning herring (*Clupea harengus* L.) derived from annual acoustic surveys during the period 1984-1996. ICES J. Mar. Sci., 55: 545-555.
- Braun, M., V. Valenzuela, G. Claramunt, H. Reyes, M. Pizarro, V. Catasti, G. Herrera, P. Moreno, C. Gazpar & E. Díaz. 2004. Evaluación del stock desovante de anchoveta en la I y II Regiones, año 2004. Informe Final Proyecto FIP-IT/2004-04: 244 pp.
- Braun, M., V. Valenzuela, G. Claramunt, H. Reyes, M. Pizarro, V. Catasti, G. Herrera, P. Moreno, C. Gazpar & E. Díaz. 2005. Evaluación del stock desovante de anchoveta en la I y II Regiones, año 2005. Informe Final Proyecto FIP-IT/2005-03: 254 pp.
- Brierley, A., S.F. Gull, & M.H. Wafy. 2003. A Bayesian maximum entropy reconstruction of stock distribution and inference of stock density from line-transect acoustic survey data. ICES J. Mar. Sci., 60: 446-452.

- Canales, C., M.A. Barbieri, R. Bahamonde, B. Leiva, P. Arana, S. Palma & T. Melo. 2002. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, Año 2001. Informes Final FIP/IT 2001-06: 202 pp.
- Córdova, J., M.A. Barbieri & M. Espejo. 2005. Evaluación hidroacústica del recurso jurel entre la V y X Regiones invierno año 2004. Informe Final Proyecto FIP 2004-06: 197 pp.
- Córdova, J., M.A. Barbieri, C. Lang, S. Núñez, J. Ortiz, P. Torres, F. Véjar, V. Catasti & V. Valenzuela. 2006. Investigación evaluación directa de jurel V y X Regiones, 2005. Instituto de Fomento Pesquero, Santiago, Chile. Informe BIP N°30033968-0: 129 pp.
- Escuela de Ciencias del Mar (ECM). 2000. Evaluación directa de camarón nailon, langostino amarillo y langostino colorado, año 2000. Informe Final Proyecto FIP 2000-05. Estud. Doc., Univ. Católica Valparaíso, 21/2000: 315 pp.
- Forest, A. & J.P. Minet. 1981. Abundance estimates of the trawlable resources around the islands of Saint-Pierre and Miquelon (NAFO Subdiv. 3Ps): methods used during the French research surveys and discussion of some results. Bottom trawl surveys, Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci., 58: 68-81.
- Gunderson, D.R. 1993. Surveys of fisheries resources. Johns Wiley & Sons, New York, 248 pp.
- Halliday, R.G. & P.A. Koeller. 1981. A history of Canadian groundfish trawling surveys and data usage in ICNAF divisions 4TVWX. Bottom trawl surveys, Can. Spe. Publ. Fish. Aquat. Sci., 58: 27-41.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 1992. Report of the workshop on the analysis of trawl survey data. ICES CM 1992/D6: 96 pp.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 2002. Report of the Working Group on mackerel and horse mackerel egg surveys. ICES CM 2002/G06: 106 pp.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 2004a. Report of the workshop on survey design and data analysis (WKSAD). ICES CM 2004/B:07, Ref. DG: 261 pp.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 2004b. Report of the planning group for herring surveys. ICES CM 2004/G05: 191 pp.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 2005. Report of the workshop on survey design and data analysis (WKSAD). ICES CM 2005/B:07, Ref. DG: 174 pp.
- Jolly, G.M. & I. Hampton. 1990. A stratified random transect design for acoustic surveys of fish stocks. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 1282-1291.
- Mohn, R.K., G. Robert & D.L. Roddick. 1987. Research sampling and survey design of Georges Bank scallops (*Placochelys magellanicus*). J. Northwest Atlantic Fish. Sci., 8: 117-122.
- Ohman, M.D. & E.L. Venrick. 2003. CalCOFI in a changing ocean. Oceanography, 16: 76-85.
- Roa, R., F. Tapia, L. Cid, R. Quiñones, B. Ernst, D. Figueroa, H. Arancibia, R. Galleguillos & M.A. Retamal. 1996. Evaluación directa del stock de langostino colorado en la zona centro-sur. Informe Final Proyecto FIP 96-23: 155 pp.
- Roa, R., L. Cid, F. Tapia, R. Quiñones, H. Arancibia, D. Figueroa & I. Lpez. 1997. Evaluación directa del stock de langostino amarillo en el litoral de la V a VIII Regiones. Informe Final Proyecto FIP 97-23: 148 pp.
- Roa, R., F. Tapia, L. Cid, I. Lpez, C. Díaz & H. Arancibia. 1998. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones. Informe Final Proyecto FIP 98-03: 138 pp.
- Sepúlveda, A., P. Ruiz, S. Núñez, R. Alarcón, C. Gatica, J. Chong, M.A. Barbieri, J. Córdova, H. Rebolledo, M. Aguayo & L. Bustos. 2006. Condición biológica del jurel en alta mar, año 2005. Informe Final Proyecto FIP 2005-11: 264 pp.
- Sepúlveda A., P. Ruiz, S. Núñez, R. Alarcón, J. Chong, R. Bahamonde, J. Córdova, H. Rebolledo, M. Aguayo & L. Bustos. 2007. Condición biológica del jurel en alta mar, año 2006. Pre-Informe Final FIP 2006-05: 267 pp.
- Simard, Y., D. Marcotte & K. Naraghi. 2003. Three-dimensional acoustic mapping and simulation of krill distribution in the Saguenay - St. Lawrence marine park whale feeding ground. Aquat. Living Resour., 16: 137-144.
- Smith, S.J. & M.J. Lundy. 2002. Scallop production area 4 in the Bay of Fundy: stock status and forecast. Canadian Science Advisory Secretariat Research Document, 2002/018: 86 pp.
- Thompson, S. 1992. Sampling. John Wiley & Sons, New York, 367 pp.
- Williamson, N.J. & J.J. Traynor. 1996. Application of a one-dimensional geostatistical procedure to fisheries acoustic surveys of Alaskan pollock. ICES J. Mar. Sci., 53: 423-428.