



Latin American Journal of Aquatic Research

E-ISSN: 0718-560X

lajar@ucv.cl

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Chile

Montenegro Silva, Carlos

Tamaños de muestra para estimar la estructura de tallas de las capturas de langostino colorado en la zona centro-norte de Chile: una aproximación a través de remuestreo

Latin American Journal of Aquatic Research, vol. 37, núm. 2, 2009, pp. 161-180

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Valparaíso, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=175014501004>

- 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

Tamaños de muestra para estimar la estructura de tallas de las capturas de langostino colorado en la zona centro-norte de Chile: una aproximación a través de remuestreo

Carlos Montenegro Silva¹

¹División Investigación Pesquera, Departamento Evaluación de Recursos
Instituto de Fomento Pesquero (IFOP). Blanco 839, Casilla 8V, Valparaíso, Chile

RESUMEN. Se analizó el desempeño de distintos tamaños de muestra para estimar la composición de tallas de las capturas del langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*), a partir de un procedimiento de remuestreo computacional. Se seleccionaron datos recolectados en mayo de 2002 entre los 29°10'S y 32°10'S. A partir de éstos, se probaron siete escenarios de muestreo de viajes de pesca (1-7 viajes), 12 escenarios de número de ejemplares muestreados (25, 50,...300, cada 25 ejemplares) y dos estrategias de muestreo de lances de pesca al interior de un viaje de pesca (censo de lances y muestreo sistemático). Se probó la combinación de todos estos escenarios, lo que permitió analizar el desempeño de 168 escenarios de tamaño de muestra para estimar la composición de tallas por sexo. Los resultados indicaron una disminución en el índice de error en la estimación de la distribución de frecuencia de tallas, conforme aumentó el número de viajes de pesca, con disminuciones progresivamente menores entre escenarios adyacentes. Del mismo modo, se verificó una disminución en el índice de error al aumentar el número de ejemplares muestreados, con mejoras marginales sobre los 175 ejemplares.

Palabras clave: tamaño de muestra, composición de tamaños, langostino colorado, *Pleuroncodes monodon*, simulación, remuestreo.

Sample sizes for estimating the catch size distribution of squat lobster in north-central Chile: a resampling approach

ABSTRACT. The performances of different sample sizes for estimating the size distribution of squat lobster (*Pleuroncodes monodon*) catches were analyzed using a computer resampling procedure. The data selected were gathered in May 2002 between 29°10'S and 32°10'S. These data were used to test seven sampling scenarios for fishing trips (1-7 trips), twelve scenarios of the number of individuals sampled per tow (25, 50,..., 300), and two within-trip sampling strategies (sampling all tows and systematic tow sampling). By testing the combination of all these scenarios, we were able to analyze the performance of 168 scenarios of sample size for estimating the composition of sizes by sex. The results indicate a lower error index for estimates of the size frequency distribution as the number of fishing trips increases, with progressively smaller decreases among adjacent scenarios. Likewise, a decline is verified in the error index when increasing the number of sampled individuals, with minor improvements above 175 individuals per tow.

Keywords: sample size, size composition, squat lobster, *Pleuroncodes monodon*, simulation, resampling.

Corresponding author: Carlos Montenegro (cmontene@ifop.cl)

INTRODUCCIÓN

En Chile la pesquería de arrastre de crustáceos se desarrolla desde hace más de 50 años. Inicialmente se trató de una pesquería orientada específicamente a las

especies langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*) y langostino amarillo (*Cervimunida johni*), pero ya a mediados de los sesenta, los desembarques de estas dos especies, en conjunto con camarón nailon (*Heterocarpus reedi*), llegaban a poco menos de 25 mil ton.

A fines de los noventa se incorporó la extracción de gamba (*Haliporoides diomedae*), recurso que se localiza a profundidades mayores que los anteriores, y cuyos niveles de densidad, biomasa y desembarques, son notablemente inferiores a los antes mencionados (Arana *et al.*, 2003; Montenegro *et al.*, 2004).

En la actualidad, la pesquería de crustáceos tiene un carácter multiespecífico, concentrada entre los 26°03'S y 37°00'S. En dicha zona, se encuentran en operación alrededor de 30 embarcaciones, de las cuales más del 75% corresponden a naves industriales y las restantes son artesanales. Estas naves realizan faenas de pesca de arrastre entre 150 y 650 m de profundidad, en viajes con duración entre 1 y 5 días, en los cuales pueden desarrollar de 1 a 20 lances de pesca. La captura media por viaje fluctúa entre 1 y 6 ton, con importantes oscilaciones dependiendo del recurso, la zona de pesca y el mes (Montenegro *et al.*, 2005).

Por su parte, la pesquería de langostino colorado, hasta mediados de los noventa, se desarrolló en la zona centro-sur de Chile. Posteriormente y a partir de 1998 se iniciaron faenas extractivas en la zona centro-norte de Chile, con capturas de importancia entre los 26°03'S y 32°10'S. De esta forma, este recurso se integró a los tradicionales extraídos por la flota arrastrera de la zona centro-norte, (camarón nailon y langostino amarillo). Desde el año 2001 hasta la fecha, la pesquería del langostino colorado se encuentra en veda extractiva en la zona centro-sur (32°10'S-38°28'S), debido a los bajos niveles de biomasa, los que han sido estimados tanto a través de evaluaciones directas (Canales *et al.*, 2002, 2003, Bahamonde *et al.*, 2004) como también mediante evaluaciones indirectas del stock (Canales & Espejo, 2001; Canales, 2003). Además, la autoridad normativa ha establecido otras medidas administrativas tendientes a la conservación del recurso, como el establecimiento de cuotas globales anuales de captura y vedas biológicas, entre otras.

Considerando que este recurso ha mostrado importantes oscilaciones en sus niveles de biomasa y tasas de explotación, el Estado mediante sus distintos organismos, ha encargado la ejecución de diversos estudios con el objetivo de contar con antecedentes técnicos necesarios para tomar las medidas de administración de la pesquería. Dentro de los estudios que la Subsecretaría de Pesca (SUBPESCA) ha encargado al Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), se encuentra el Programa de Seguimiento de las Principales Pesquerías Nacionales (PSPPN), dentro de las cuales se encuentran las pesquerías de crustáceos. Este proyecto permite levantar datos fundamentales para el desarrollo de los estudios de evaluación indirecta del stock, como niveles de captura, esfuerzo de pesca, captura

por unidad de esfuerzo y composiciones de tallas, entre otros indicadores.

Actualmente, la evaluación indirecta de stock de recursos pesqueros comúnmente considera la dinámica en edades y/o en tallas de la población, lo que permite incorporar información detallada de uno de los procesos claves de la dinámica de poblaciones, como es el crecimiento corporal. Para esto, generalmente se utiliza alguna de las siguientes alternativas de modelamiento: (1) modelo edad estructurado (ASA, Age Structrure Analysis, Megrey, 1989), el cual incorpora la dinámica en edades de la población y utiliza (entre otros) datos de composición anual de edades de la captura, (2) modelo edad estructurado, con datos de captura en tallas (A-SCALA, Age Structured Statistical Catch-at-Length, Maunder & Watters, 2003) y (3) modelo basado completamente en tallas (CASA, Catch at Size Análisis; Sullivan *et al.*, 1990; Sullivan, 1992). Las tres aproximaciones utilizan datos de muestreos de tamaños de las capturas comerciales, los cuales son complementados con muestras y análisis de estructuras duras para el caso de los modelos basados completamente en edades (ASA).

Por lo anteriormente expuesto, es fundamental determinar tamaños de muestra que permitan maximizar la eficiencia de los recursos disponibles, además de estimar con bajos niveles de incertidumbre las estructuras de tamaños de las capturas del recurso. Dentro de los diseños de muestreo más utilizado para el levantamiento de datos de composiciones de tamaños, se encuentran los diseños bi-etápico y tri-etápicos, en los cuales las unidades primarias de muestreo son los viajes de pesca y los ejemplares capturados son las unidades secundarias para el primero, en tanto que para el segundo, las unidades de primera etapa son los viajes de pesca, las secundarias son los lances de pesca y las de tercera etapa, los ejemplares capturados. En este contexto, el presente trabajo estudia el desempeño de distintos tamaños de muestra en un diseño de muestreo multietápico (Thompson, 1992), orientado a estimar la composición de tallas de las capturas de langostino colorado en la zona centro-norte de Chile.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para la determinación de tamaños de muestra en estudios orientados a estimar totales, medias y proporciones, en diseños de muestreo aleatorio simple o estratificado, existen aproximaciones analíticas que permiten estimar tamaños de muestra minimizando la varianza del estimador o minimizando el costo a una varianza predefinida (Cochran, 1977; Thompson, 1992). Sin embargo, para la estimación de tamaños de muestra en diseños de muestreo multietápico para composiciones

de tallas, no se han publicado expresiones analíticas generales que permitan abordar el problema. Por esto, en el presente trabajo, se utiliza una aproximación a través de simulación (remuestreo).

No obstante que en los modelos de evaluación indirecta del stock que se aplican para el recurso langostino colorado en Chile, se utiliza una escala de tiempo anual en la dinámica poblacional, el proceso de monitoreo de las capturas considera una escala mensual de estimación, dadas las variaciones que presentan las composiciones de tamaño a esta escala (Canales & Montenegro, 2006; Montenegro & Canales, 2007). Además, desde la perspectiva espacial, dicho monitoreo considera como poblaciones objetivo separadas la zona comprendida entre 26°03'S-29°10'S y 29°10'S-32°10'S, dadas las diferencias que se observan en las composiciones de tamaño de estas zonas (Montenegro *et al.*, 2005). De esta forma, el diseño de muestreo está orientado a estimar la composición de tamaños de las capturas de langostino colorado según año, mes y región, a partir de las cuales se realizan las estimaciones anuales, las que posteriormente son utilizadas en la evaluación indirecta del stock.

Para realizar un estudio de tamaños de muestra óptimos (es decir que minimicen la incertidumbre de estimación), a través de un procedimiento de remuestreo, se debe contar con un muestreo intensivo, que sea representativo de la población en estudio. Sin embargo, la obtención de un muestreo de estas características es difícil de obtener, debido a las restricciones operativas de acceso a los embarques en la pesquería industrial de crustáceos en Chile. Por esto, se analizó la base de datos que se ha generado en el PSPPN, para encontrar el mes de máxima actividad de muestreo y de esta manera poder contar con una muestra suficientemente representativa para ser utilizada como población objetivo en el proceso de simulación. De esta forma, se seleccionó los datos de la combinación año/mes/región que contara con el mayor número de unidades de primera, segunda y tercera etapa del diseño de muestreo multietápico, es decir, viajes, lances y ejemplares muestreados. Así, en mayo de 2002 la zona comprendida entre las latitudes 29°10'S y 32°10'S, cumplió con este máximo, con un total de siete viajes, 17 lances y 5.293 ejemplares muestreados. En dichos viajes, realizados entre el 8 y 30 de mayo de 2002 se obtuvo una captura total de langostino colorado 28,9 ton; con una captura media por viaje de 4,1 ton y un rendimiento por lance de pesca de 1,1 ton.

A los ejemplares muestreados se les determinó sexo, condición reproductiva (para las hembras) en conjunto con la longitudcefalotorácica (precisión 0,1 mm). A partir de los datos recopilados, se estimó la estructura de tallas total según sexo, además de la

composición de tamaños para cada lance y viaje de pesca muestreado, junto a las estadísticas de tendencia central, forma y dispersión.

Como se señaló, el diseño de muestreo implementado en la pesquería de langostino colorado considera la selección de viajes, lances y ejemplares, es decir corresponde a un diseño de muestreo tri-etápico con unidades de primera etapa los viajes, segunda etapa los lances y tercera los ejemplares capturados. Desde el punto de vista práctico, las unidades de primera etapa (viajes de pesca) son seleccionadas de acuerdo a la disponibilidad de buques que cumplen con las disposiciones legales para embarcar un observador científico. Una vez seleccionado un viaje de pesca, el actual sistema de levantamiento de datos considera una estrategia sistemática de muestreo, es decir, se realiza un muestreo de composición de tallas lance por medio, de forma de contar con lances para recopilar información pesquera, como composición de especies en la captura.

De esta forma, los niveles de muestreo que contribuyen a la variabilidad en la estimación de la composición de tamaños se pueden resumir en:

Etapa	Unidades	Tamaño poblacional	Tamaño de muestra
Primera	Viajes	N	n
Segunda	Lances	M	m
Tercera	Ejemplares	U	u

donde N es el número de viajes realizados, M es el número de lances por viaje y U es el número de ejemplares por lance.

Para conocer la variabilidad del tamaño de los ejemplares en la muestra, se ajustó un modelo mixto del tipo multinivel (Pinheiro & Bates, 2000) de la forma:

$$y_{ijk} = \mu + \beta + b_i + b_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

donde y_{ijk} es la talla del ejemplar k-ésimo (longitud del cefalotoráx, en mm), del lance j-ésimo realizado en el viaje i-ésimo, μ es la talla media de machos (categoría de referencia), β es el parámetro diferencial de la talla media de hembras respecto a los machos, b_i es el efecto aleatorio del desvío entre la talla media de machos y la talla media por viaje, en tanto que b_{ij} representa el desvío respecto de la media por lance de cada viaje y ε_{ijk} es una variable aleatoria que representa la desviación entre la talla del ejemplar k-ésimo, del lance j-ésimo correspondiente al viaje i-ésimo y la talla media de los machos. Para los efectos aleatorios se asume distribución normal e independencia, de la forma:

$$b_i \sim N(0, \sigma_1^2) \quad b_{ij} \sim N(0, \sigma_2^2) \quad \varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

A partir de este modelo, se estiman los componentes de varianza $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma^2$, correspondientes a la varianza entre viajes, entre lances y dentro de los lances, respectivamente, los cuales proveen una medida de la contribución de estas fuentes de variabilidad, en la explicación de la varianza total de la talla de los ejemplares. En el análisis se considera un efecto fijo adicional, que es el sexo, el cual se espera contribuya a explicar la variabilidad total de la talla en la muestra. Por esto, se utiliza un modelo mixto de la forma especificada en (1), el cual es ajustado vía máxima verosimilitud restringida (REML, Verbeke & Molenberghs, 2000). Los resultados del ajuste de este modelo, permitirán conocer los niveles de variabilidad que existen en la población, los cuales serán contrastados con los resultados obtenidos en el proceso de simulación.

El proceso de simulación consistió en el remuestreo computacional de los datos seleccionados (descriptos anteriormente), la estimación de la distribución de frecuencia de tallas y la talla media de los ejemplares y finalmente, la estimación de los índices de desempeño de los escenarios considerados. Los tamaños de muestra y los diseños de muestreo se detallan más adelante. Dado que los datos corresponden a clusters o agrupaciones de sub-unidades poblacionales, la simulación sigue un proceso de selección de unidades, en función del cluster previamente seleccionado. Es decir, las etapas del proceso de simulación son:

1. Selección al azar de n viajes de los N viajes disponibles
 - 1.1 Selección de m lances de los M_i lances del viaje i -ésimo
 - 1.1.1. Selección al azar de u ejemplares de los U_{ij} ejemplares del lance j -ésimo
2. Estimación de la distribución de frecuencia de tallas y la talla media por sexo
3. Estimación de índices de error de estimación

Este proceso se repitió 500 veces con el propósito de analizar el comportamiento asintótico de cada uno de los escenarios simulados. No obstante que la variable de interés, es la longitud delcefalotórax de los ejemplares capturados, la cual es medida a la décima de milímetro, para la estimación de la distribución de frecuencia de tallas se consideran intervalos de clases de 1 mm. En este contexto, no obstante que la variable de interés es continua, el interés se centra en estimar la proporción (y número) de ejemplares por intervalo de

clase, lo que origina a una variable de tipo multinomial.

De esta forma, la simulación realizada consistió en la selección al azar de viajes, a partir de los cuales se seleccionaron lances según las alternativas: (1) muestreo de todos los lances del viaje y (2) muestreo sistemático (lance por medio) de los lances del viaje seleccionado. Esta modalidad tiene el propósito de evaluar la eficiencia relativa de la estrategia de muestreo sistemático, respecto de una estrategia de censo de los lances al interior de un viaje de pesca. Una vez seleccionado un lance de pesca se procede al muestreo al azar de los ejemplares. Los tamaños de muestra que se evaluaron según etapa son:

<i>Unidad muestral Tamaños muestrales simulados</i>	
Viajes	: 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7
Lances	: Total de lances del viaje, lance por medio del viaje
Ejemplares	: 25, 50, 75, 100, 125, 150, 175, 200, 225, 250, 275, 300

Esto se tradujo en probar 168 escenarios en total ($7 \times 2 \times 12$). Para cada escenario y cada corrida del proceso de simulación, se estimó la estructura de tamaños de acuerdo a un estimador para proporciones en muestreo multietápico, a través de la expresión:

$$\hat{p}_{ls} = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{\sum_{i=1}^n Y_i} \hat{p}_{ils}, \quad (3)$$

donde:

$$\hat{p}_{ils} = \sum_{j=1}^{m_i} \frac{Y_{ij}}{\sum_{j=1}^{m_i} Y_{ij}} \hat{p}_{ijls} \quad (4)$$

$$\hat{p}_{ijls} = \frac{u_{ijls}}{u_{ijs}} \quad (5)$$

\hat{p}_{ls} : proporción estimada de ejemplares de la talla l y sexo s

\hat{p}_{ils} : proporción estimada de ejemplares de la talla l y sexo s , en el viaje i -ésimo

\hat{p}_{ijls} : proporción estimada de ejemplares de la talla l y sexo s , en el lance j -ésimo del viaje i -ésimo

u : número de ejemplares muestreados

m : número de lances muestreados

n : número de viajes muestreados

- Y : captura en peso
 l : talla
 s : sexo

De esta forma, cada escenario de muestreo fue simulado 500 veces, lo que permitió estimar el índice de error propuesto por Andrew & Chen (1997), dado por la siguiente expresión:

$$IE_{\psi s} = \frac{\sum_{r=1}^{500} \sqrt{\sum_{l=1}^L (\hat{p}_{rls\psi} - p_{ls})^2}}{500} \quad (6)$$

donde r indexa a la r -ésima corrida, p_{ls} es el valor poblacional de la proporción a la talla l del sexo s , $\hat{p}_{rls\psi}$ es el valor estimado de la proporción a la talla l del sexo s en la r -ésima corrida del escenario de simulación ψ -ésimo. Este índice permite medir la calidad del diseño de muestreo, agrupando la información de todo el rango de tallas observado ($l = 1, \dots, L$) consolidando los resultados de todas las corridas de la simulación ($r = 1, \dots, 500$).

Además, se estimó un índice que permite conocer el desempeño de los escenarios de muestreo en la estimación de la talla media. De esta forma, se estimó la diferencia absoluta promedio entre la talla media estimada y la media poblacional a partir de:

$$DAP_{\psi s} = \frac{\sum_{r=1}^{500} |\bar{L}_{rs\psi} - \mu_s|}{500} \quad (7)$$

donde r indexa a la r -ésima corrida, μ_s es el valor poblacional de la talla media del sexo s , $\bar{L}_{rs\psi}$ es la talla media estimada del sexo s en la r -ésima corrida del escenario de simulación ψ -ésimo.

El sustento teórico del enfoque utilizado en el presente trabajo, se basa en que el estimador propuesto (Ec. 3) es consistente. Es decir, dado que el estimador es una función de una sucesión de variables aleatorias, diremos que \hat{p}_{ls} converge en probabilidad a la variable aleatoria p_{ls} , si y solo si para todo $\varepsilon > 0$ se cumple que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{p}_{ls} - p_{ls}| > \varepsilon) = 0 \quad (8)$$

Es decir, existe convergencia en probabilidad del estimador al verdadero valor del parámetro poblacio-

nal, conforme aumenta el tamaño de muestra. Además, los índices de error propuestos (Ecs. 6 y 7) son interpretados como una medida de discrepancia entre el estimador y el verdadero valor del parámetro y dado que cada escenario de muestreo se realiza 500 veces, estos índices pueden ser considerados como aproximaciones poblacionales. De esta forma se espera una relación inversa entre los tamaños de muestra y los índices de error.

El modelo mixto fue ajustado utilizando el ambiente de programación estadístico R (R Development Core Team, 2005) en tanto que el procedimiento de simulación fue desarrollado en Visual Basic for Applications ®.

RESULTADOS

Tal como ya se ha reportado en estudios previos (Montenegro *et al.*, 2004, 2005), los machos de langostino colorado presentaron mayor tamaño que las hembras, con una talla media de 27,3 mm en los primeros y 25,6 mm en las segundas. El rango de tallas fue de 22 mm en machos, con una talla mínima de 20 mm y la máxima en 42 mm, en tanto que en hembras el rango es levemente menor, con 19 mm, una talla mínima igual a los machos y una talla máxima de 39 mm de longitudcefalotorácica. Los niveles de dispersión en torno a la media también son más altos en machos, con una desviación estándar de 2,5 mm y 2 mm en hembras. Las composiciones de tallas de hembras tienden a ser unimodales, con mayores niveles de curtosis que las estimadas para machos, es decir, tienden a presentar mayor concentración de valores en torno al valor medio estimado, además de presentar mayores niveles de asimetría que los machos (Tabla 1, Fig. 1).

En la Figura 2 se presentan las composiciones de tallas para todos los lances, de cada uno de los viajes muestreados. El número de lances por viaje en la muestra de referencia es variable, encontrándose viajes con un único lance, hasta viajes con cinco lances de pesca. Además, se observó que en los viajes con dos lances de pesca, los niveles de variabilidad de las composiciones de tamaños son bajos. Sin embargo para los viajes con cuatro o más lances, las diferencias en las composiciones aumentan. Así, para cuantificar los niveles de variabilidad presentes en las distintas etapas del muestreo, se ajustó el modelo mixto multinivel especificado en (1). Dado que existen dos viajes que cuentan con un solo lance, estos fueron excluidos de este análisis, debido a que no permiten evaluar la variabilidad entre lances. A partir del modelo mixto ajustado se encontró que el mayor nivel de variabilidad en los tamaños corporales se presentó al interior

Tabla 1. Estadísticas del tamaño de langostino colorado en la captura comercial (mayo 2002) en siete viajes de pesca (longitud del cefalotórax en mm). DE: desviación estándar.

Table 1. Statistics of the size of squat lobster in commercial catch (May 2002) in seven fishing trips (carapace length in mm). DE: Standard deviation.

Machos										
Viaje	Media	DE	Coef. Var.	Mín.	Máx.	Rango	Simetría	Curtosis	Núm. ejemp.	Núm. lances
1	28,6	1,6	5,7%	25	32	7	0,26	-0,37	158	1
2	27,7	2,5	9,2%	22	36	14	0,41	0,45	313	2
3	26,2	1,9	7,3%	22	33	11	0,12	0,42	170	1
4	26,6	2,8	10,6%	20	37	17	0,65	0,78	761	5
5	27,7	2,5	9,0%	21	37	16	-0,07	0,10	734	4
6	27,6	2,4	8,5%	21	42	21	0,84	5,09	281	2
7	27,7	2,1	7,7%	23	37	14	0,30	0,73	338	2
Total	27,3	2,5	9,3%	20	42	22	0,27	0,72	2755	17
Hembras										
Viaje	Media	DE.	Coef. Var.	Mín.	Máx.	Rango	Simetría	Curtosis	Núm. ejemp.	Núm. lances
1	27,0	1,7	6,1%	24	31	7	0,31	-0,18	144	1
2	24,9	1,8	7,1%	20	29	9	-0,12	0,29	285	2
3	24,8	1,6	6,4%	22	30	8	0,50	0,30	174	1
4	25,6	2,3	8,9%	21	37	16	1,36	3,95	726	5
5	26,4	1,8	7,0%	21	32	11	-0,09	0,39	530	4
6	25,4	1,7	6,7%	21	39	18	1,48	10,90	395	2
7	25,4	1,6	6,2%	22	34	12	0,94	3,70	284	2
Total	25,6	2,0	7,8%	20	39	19	0,82	3,07	2538	17

Total	26,6	2,4	9,2%	20	42	22	0,53	1,08	5293	17
-------	------	-----	------	----	----	----	------	------	------	----

del lance de pesca, con $\hat{\sigma} = 2,2$, en tanto que los menores niveles de variabilidad se presentaron entre viajes, con $\hat{\sigma}_1 = 0,2$. Por su parte, la variabilidad entre lances se sitúa entre las anteriores, con $\hat{\sigma}_2 = 0,6$ (Tabla 2). Sin embargo los intervalos de confianza de las estimaciones ($1 - \alpha = 0,95$), revelan que si se repitiera un número elevado de veces el muestreo, en el 95% de las ocasiones, el verdadero valor de la variabilidad entre viajes ($\hat{\sigma}_1$) estaría en el rango entre 0,03 y 1,8, lo que indica que la variabilidad entre viajes puede ser mayor que la estimada entre lances. Las estimaciones de los parámetros de efectos fijos del modelo mixto (talla media de machos y el parámetro diferencial de hembras), son concordantes con los valores estimados a partir de la media muestral (Tabla 1), confirmándose que los machos presentan mayor longitud cefalotoráctica que las hembras ($p < 0,01$; Tabla 2).

A partir de las muestras obtenidas, se realizó el proceso de remuestreo, de acuerdo a las diferentes estrategias de muestreo al interior de cada lance de

pesca (censo de lances o muestreo sistemático) y con los diferentes tamaños de muestra de primera etapa (viajes de pesca) y de tercera etapa (ejemplares por lance de pesca) especificados en la sección metodológica. A modo de ejemplo y para mostrar la variabilidad asociada al proceso de muestreo, se presentan las composiciones de tallas estimadas en las 100 primeras corridas del proceso de simulación, para dos escenarios de muestreo: (M1) muestreo de seis viajes de pesca, analizando todos los lances de pesca y seleccionando en cada lance de pesca, 200 ejemplares y (M2) muestreo de dos viajes de pesca, muestreando todos los lances y seleccionado en cada lance de pesca 50 ejemplares. De esta forma, se presenta un primer escenario de altos tamaños muestrales (M1) en contraposición con un escenario de tamaños de muestra bajos (M2). Como es de esperar, el muestreo en el escenario M1 estima con mayor similitud la distribución de frecuencia de tallas poblacional, en tanto que el escenario de muestreo M2, presenta altos niveles de disimilitud entre las estructuras de tamaños muestreadas y la poblacional, mostrando importantes diferen-

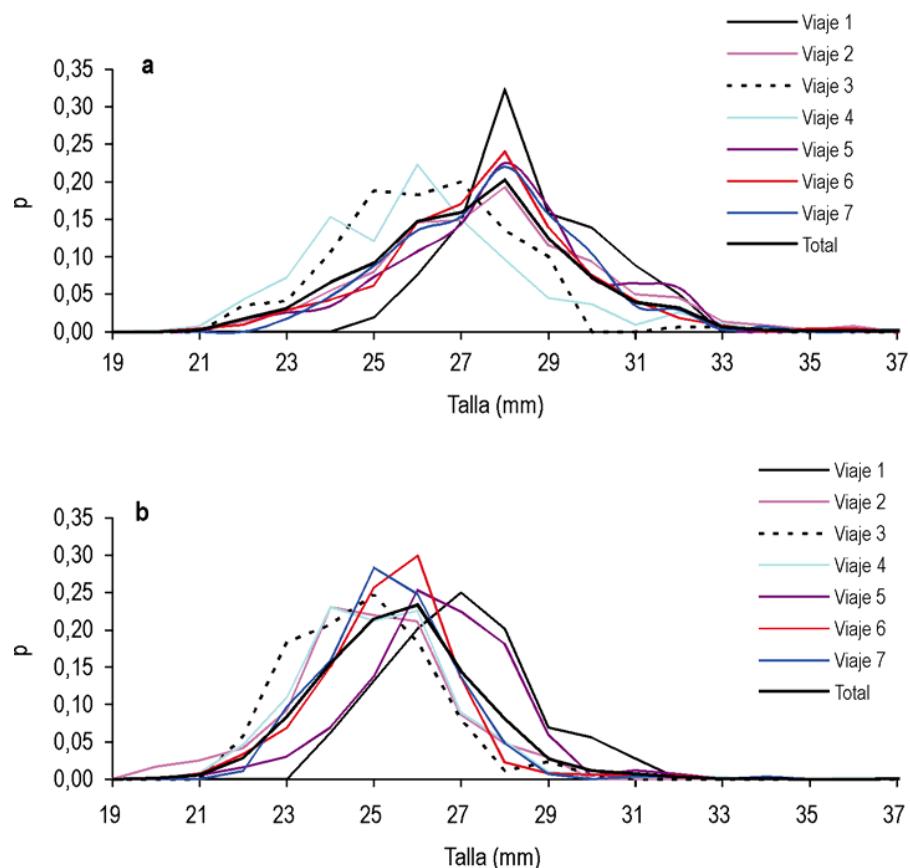


Figura 1. Distribuciones de tallas de langostino colorado estimadas en los viajes que fueron utilizados en el proceso de remuestreo (siete viajes de mayo de 2002 entre 29°10'S y 32°10'S). a) machos, b) hembras.

Figure 1. Size distributions of squat lobster estimated from the trips used in the resampling procedure (seven trips from May 2002 between 29°10'S and 32°10'S). a) male, b) female.

cias de simetría, curtosis y número de modas; comportamiento que se presenta tanto para el remuestreo de la estructura de tallas de machos, como para hembras (Figs. 3 y 4).

Consecuentemente con lo anterior, el índice de error (IE) en la estimación de las distribuciones de frecuencia de tallas, tanto de machos como de hembras, presenta una disminución conforme aumenta el número de viajes muestreados, haciéndose cada vez menor, pero con disminuciones progresivamente menores entre escenarios consecutivos (Figs. 5 y 6). En efecto, para el escenario de censo de lances por viaje, al aumentar de uno a dos viajes, en promedio se presenta una disminución de 4,3% en el índice de error en los machos y 4,7% en las hembras, mientras que al aumentar de seis a siete viajes, la disminución en el índice es de sólo 0,5% en machos y 0,4% en hembras. En el caso del muestreo sistemático de lances (lance por medio), se presenta el mismo comportamiento, con una disminución de 4,7% en el índice de error en

machos y 5,3% en hembras, al aumentar de uno a dos viajes, mientras que al aumentar de seis a siete viajes el índice de error disminuye solamente 0,4% en machos y 0,6% en hembras (Tablas 3 y 4). A pesar que no existen grandes diferencias en los índices de error en machos y hembras, en términos generales, las estructuras de tamaños de hembras son estimadas con mejor precisión, lo que es consistente con los coeficientes de variación muestrales estimados (Tabla 1) y es más evidente conforme aumenta el número de viajes muestreados. En efecto, para el caso de censo de viajes, en los escenarios 1 y 2 viajes muestreados, los índices de error son más bajos para los machos, en tanto que para los escenarios de tres a siete viajes muestreados, los índices de error son en promedio más bajos para las hembras. Para el caso de muestreo sistemático de lances al interior de los viajes de pesca, en los escenarios dos a siete viajes muestreados, los índices de error en la estimación de la composición de tallas son más bajos para las hembras (Tablas 3 y 4).

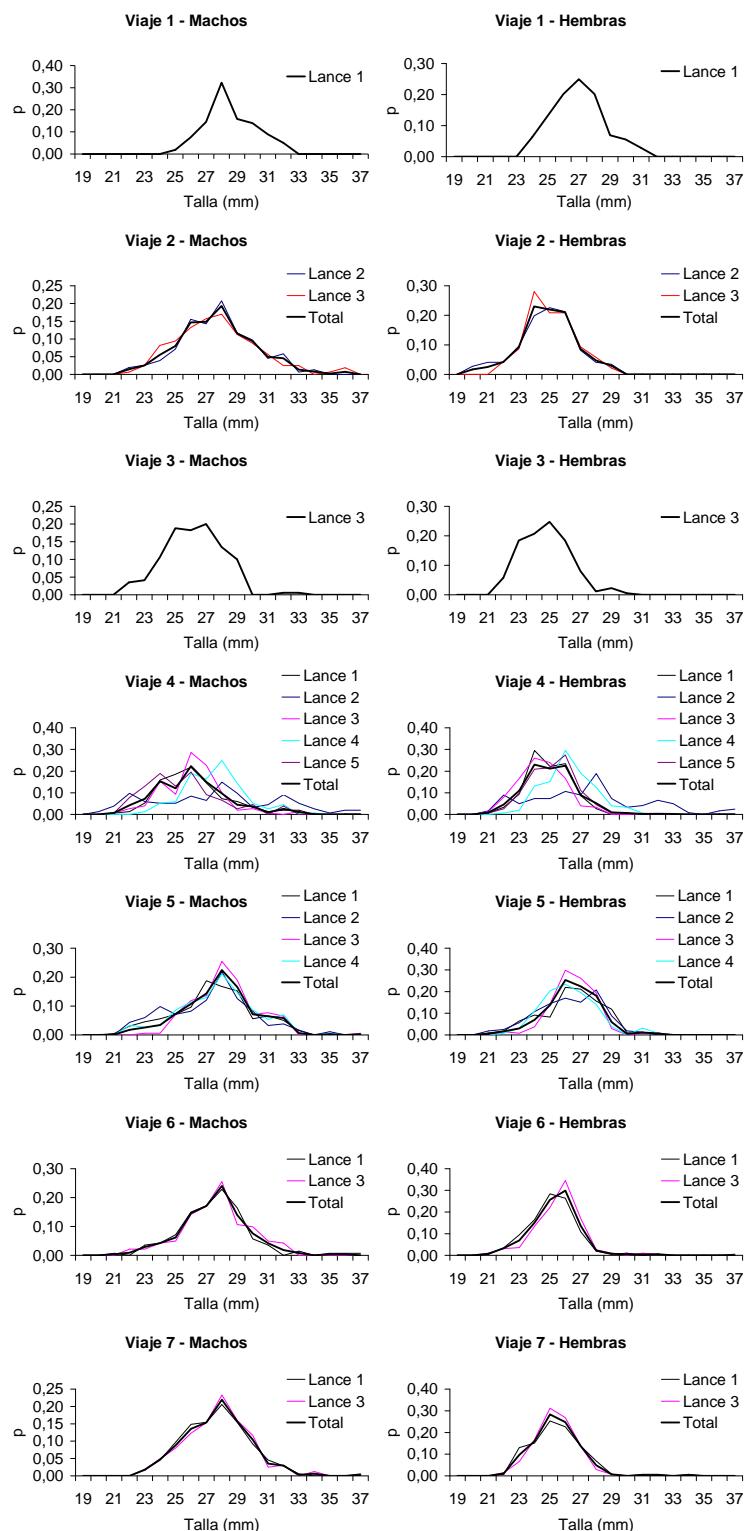


Figura 2. Distribuciones de tallas de langostino colorado estimadas en los viajes muestreados en mayo de 2002 y las distribuciones de tallas por lance de pesca.

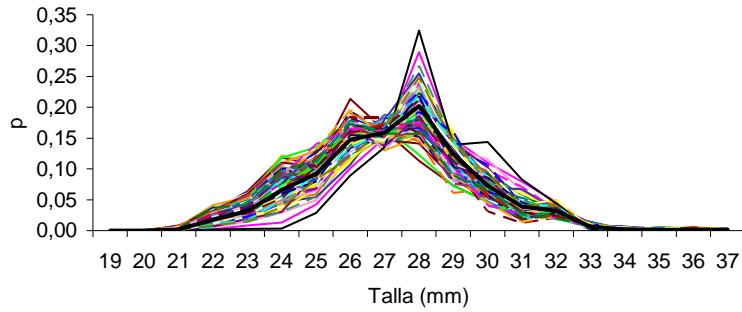
Figure 2. Size distributions of squat lobster estimated from the sampled trips on May 2002 and the size distribution per fishing tow.

Tabla 2. Resultados ajuste del modelo mixto multinivel para explicar la variabilidad de los tamaños de langostino colorado en los datos sometidos a remuestreo. gl: grados de libertad.

Table 2. Results from the mixed model fitted to explain the variability of squat lobster's size in the resampled data. gl: degrees of freedom.

Efectos fijos	Valor	Err. Std.	gL	Valor t	Valor p
Intercesto	27,307	0,198	4631	137,815	< 0,0001
Sexo	-1,644	0,066	4631	-24,845	< 0,0001
<hr/>					
Efectos aleatorios	Valor	Lim. Inf.	Lim. Sup.		
Entre viajes (σ_1)	0,233	0,030	1,800		
Entre lances (σ_2)	0,612	0,397	0,943		
Dentro de lances (σ)	2,239	2,194	2,285		

6 viajes - todos los lances - 200 ejemplares (M1)



2 viajes - todos los lances - 50 ejemplares (M2)

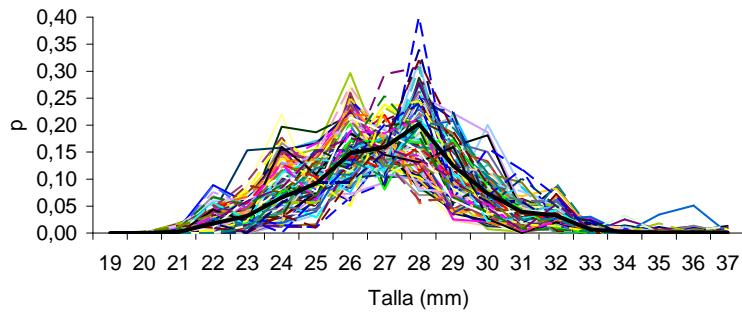


Figura 3. Distribuciones de tallas de machos de langostino colorado para dos escenarios de tamaño de muestra (M1 y M2) en las primeras 100 corridas del proceso de remuestreo (línea sólida negra indica la distribución poblacional).

Figure 3. Size distributions of male squat lobster for two scenarios of sample size (M1 and M2) from the first 100 runs of the resampling procedure (solid line shows the population distribution).

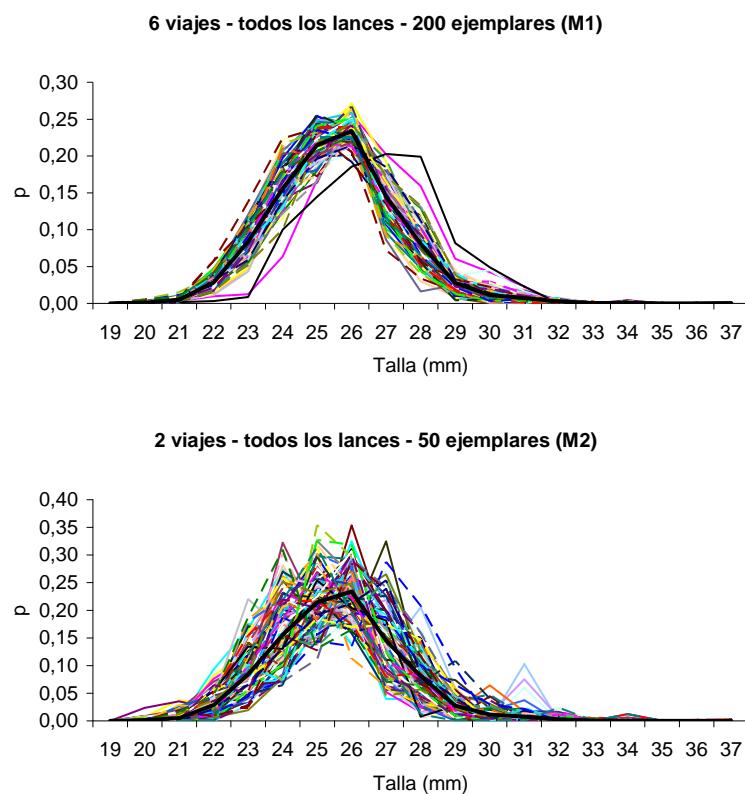


Figura 4. Distribuciones de tallas de hembras de langostino colorado para dos escenarios de tamaño de muestra (M1 y M2) en las primeras 100 corridas del proceso de remuestreo (línea sólida negra indica la distribución poblacional).

Figure 4. Size distributions of female squat lobster for two scenarios of sample size (M1 and M2) from the first 100 runs of the resampling procedure (solid line shows the population distribution).

Respecto de la comparación entre el muestreo sistemático de lances al interior de un viaje y el censo de éstos, se puede apreciar que si bien es cierto esta última estrategia presenta menores índices de error en la estimación de la composición de tallas de las capturas, tanto para machos como para hembras, la diferencia con la estrategia de muestreo sistemática es baja y ambas presentan un comportamiento asintótico conforme aumenta el número de viajes muestreados (Fig. 7). En relación al tamaño de muestra de tercera etapa (ejemplares por lance), no se observan disminuciones de importancia en el IE por sobre los 175 ejemplares, tanto en el censo de lances, como en la estrategia de muestreo sistemática (Fig. 8). A modo de ejemplo se puede señalar que con un diseño de muestreo de cuatro viajes de pesca mensuales, con una estrategia sistemática de muestreo de lances de pesca y 175 ejemplares muestreados, la composición de tallas de las capturas de machos se estima con un índice de error de 8,9% y un 8,1% en hembras, en tanto que el mismo diseño de muestreo, pero con censo de lances al

interior de los viajes de pesca presenta índices de error de 8% en machos y 7,8% en hembras.

Respecto de la estimación de la talla media, la diferencia absoluta promedio (DAP) entre el valor estimado y el poblacional, disminuye conforme aumenta el número de viajes muestreados. Para los machos el muestreo con dos viajes (muestreando todos los lances) muestra una diferencia promedio de 0,6 mm (entre el valor estimado y el poblacional), mientras que al muestrear siete viajes dicha diferencia es de 0,3 mm (Tabla 5, Fig. 9). Por su parte, las hembras con el mismo tamaño y diseño muestral reportan menores diferencias, con 0,5 mm con dos viajes de pesca y 0,2 mm con siete viajes muestreados (Tabla 6, Fig. 10). Además, el muestreo lance por medio, en comparación con el censo de lances al interior de los viajes de pesca, muestra leves disminuciones en la diferencia absoluta promedio de la talla media (Fig. 11). A diferencia de lo observado para el índice de error en la estimación de la distribución de frecuencia de tallas, los aumentos en el número de ejemplares muestreados por

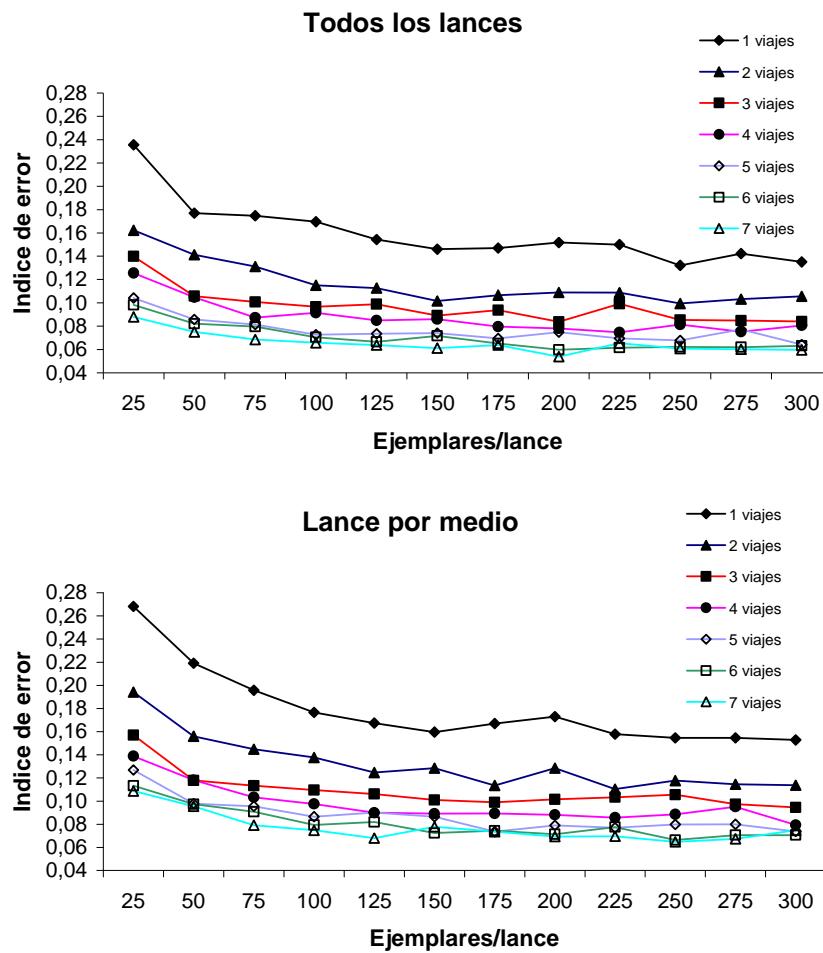


Figura 5. Índice de error (IE) en la estimación de la composición de tallas de machos de langostino colorado, a partir del procedimiento de remuestreo.

Figure 5. Error index (IE) in the estimation of size composition of males of squat lobster, from the resampling procedure.

lance de pesca, no presenta disminuciones en la DAP, indicando un comportamiento errático ante bajos tamaños de muestra de viajes, mientras que al aumentar el número de viajes, la DAP tiende a estabilizarse, pero en ningún caso disminuir conforme aumenta el número de ejemplares muestreados desde 25 ejemplares en adelante (Fig. 12). De esta forma queda en evidencia que para estimar la composición de tallas se requieren mayores tamaños muestrales que para estimar la talla media de langostino colorado.

DISCUSIÓN

El propósito de cualquier programa de recolección de datos de una pesquería, debería tener como objetivo el obtener muestras que representen a la población que se investiga en forma completa y que permitan cono-

cer las posibles fuentes de sesgo, para determinar la manera en que la toma de muestras pueda ser corregida (Sparre & Venema, 1995). La composición de tamaños de las capturas de las especies explotadas, es uno de los indicadores más frecuentemente reportados en los estudios de monitoreo de pesquerías y comúnmente utilizado como información de entrada en los modelos de evaluación de stock (Quinn & Deriso, 1999). En este contexto, la estimación de los parámetros de la distribución de frecuencia tallas (distribución de probabilidad multinomial) tiene diversas fuentes de sesgo las cuales es importante analizar y evitar. En primer lugar, al existir descarte en la pesquería, es necesario contar con muestreos realizados durante el proceso de pesca, antes que se realice la separación y descarte de ejemplares, comúnmente de bajo tamaño. En la pesquería de crustáceos en Chile, actualmente se

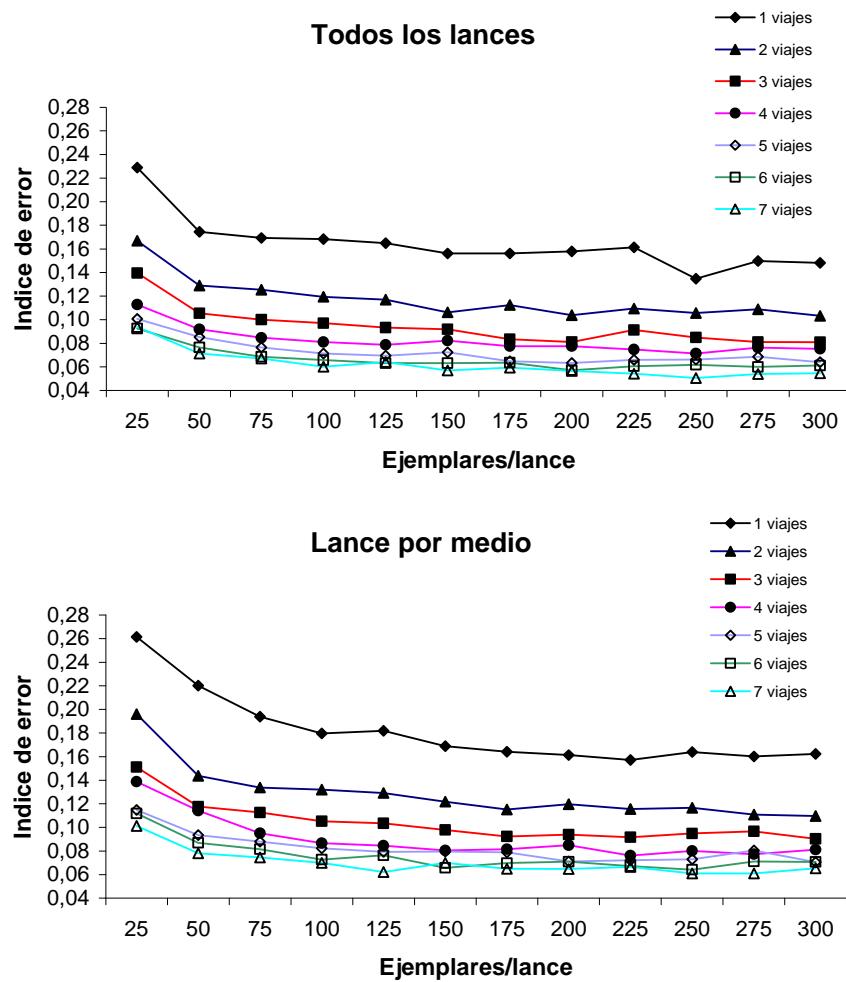


Figura 6. Índice de error (IE) en la estimación de la composición de tallas de hembras de langostino colorado, a partir del procedimiento de remuestreo.

Figure 6. Error index (IE) in the estimation of size composition of females of squat lobster, from the resampling procedure.

cuenta con un sistema de levantamiento de datos que contempla muestreos a bordo de las naves de pesca comercial, evitándose así, esta fuente de sesgo. Otro aspecto de importancia, consiste en la selección al azar de las unidades de primera etapa del diseño de muestreo tri-etápico. Durante los últimos cuatro años, en la pesquería de langostino colorado entre 29°10'S y 32°10'S, opera un promedio de 11 naves, en su mayoría industriales. De estas naves, no todas cuentan con habitabilidad para embarcar un observador científico, de forma tal que el universo de viajes de pesca factibles de muestrear se reduce por este efecto, lo que puede ser considerado una fuente de sesgo en la estimación de las composiciones de tallas del recurso. Así, la selección de los viajes de pesca (unidades de primera etapa), no es al azar, lo que deja en evidencia

la necesidad de efectuar experiencias que permitan cuantificar el sesgo en la estimación de las composiciones de tallas, ya sea por imposibilidad de acceder a todas las unidades extractivas o por la selección condicionada de ciertas naves para la realización de las actividades de muestreo.

El diseño de muestreo multiétapico (o multinivel) permite identificar y estimar los distintos componentes de varianza asociados al proceso de selección de unidades muestrales. De esta forma, presenta ventajas sobre el muestreo bietápico (viajes y ejemplares), al disminuir la incertidumbre de observación (error de muestreo), además de soslayar el posible sesgo por descarte de ejemplares, ya sea por consideración de tamaño (ejemplares pequeños) o por caparazón blando, entre otras. Los resultados de la simulación indica-

Tabla 3. Índice de error (IE) en la estimación de la distribución de tallas de machos de langostino colorado en un diseño de muestreo tri-etápico.

Table 3. Error index (IE) in the estimation of size composition of males of squat lobster in a tri-stage sampling design.

Número de ejemplares	Machos								Δ%IE	
	Todos los lances							Promedio		
	Viajes									
1	2	3	4	5	6	7	Promedio	Δ%IE		
25	0,236	0,162	0,140	0,126	0,104	0,098	0,088	0,136		
50	0,177	0,141	0,106	0,105	0,086	0,082	0,075	0,110	19%	
75	0,175	0,131	0,101	0,087	0,081	0,080	0,069	0,103	6%	
100	0,170	0,115	0,097	0,092	0,073	0,071	0,066	0,097	6%	
125	0,154	0,113	0,099	0,085	0,074	0,066	0,064	0,094	4%	
150	0,146	0,102	0,089	0,086	0,074	0,072	0,061	0,090	4%	
175	0,147	0,107	0,094	0,080	0,069	0,065	0,064	0,089	1%	
200	0,152	0,109	0,084	0,078	0,075	0,060	0,054	0,087	2%	
225	0,150	0,109	0,099	0,075	0,069	0,062	0,065	0,090	3%	
250	0,132	0,099	0,085	0,081	0,068	0,062	0,061	0,084	6%	
275	0,142	0,103	0,085	0,075	0,077	0,062	0,060	0,086	3%	
300	0,135	0,106	0,084	0,081	0,064	0,063	0,060	0,085	2%	
Promedio	0,160	0,116	0,097	0,088	0,076	0,070	0,066			
Δ%IE		27%	17%	10%	13%	8%	7%			

Número de ejemplares	Lance por medio								Δ%IE	
	Viajes							Promedio		
1	2	3	4	5	6	7	Promedio	Δ%IE		
25	0,268	0,194	0,157	0,139	0,127	0,113	0,109	0,158		
50	0,219	0,156	0,118	0,118	0,098	0,097	0,095	0,129	19%	
75	0,196	0,145	0,113	0,103	0,095	0,091	0,079	0,118	9%	
100	0,177	0,138	0,110	0,098	0,087	0,079	0,075	0,109	7%	
125	0,167	0,125	0,106	0,090	0,090	0,082	0,068	0,104	4%	
150	0,160	0,128	0,101	0,089	0,086	0,072	0,078	0,102	2%	
175	0,167	0,113	0,099	0,089	0,074	0,074	0,074	0,099	3%	
200	0,173	0,128	0,101	0,088	0,079	0,071	0,069	0,102	3%	
225	0,158	0,110	0,103	0,086	0,077	0,078	0,070	0,097	4%	
250	0,155	0,118	0,105	0,089	0,080	0,066	0,065	0,097	1%	
275	0,155	0,114	0,097	0,095	0,080	0,071	0,067	0,097	0%	
300	0,153	0,114	0,095	0,079	0,074	0,071	0,075	0,094	3%	
Promedio	0,179	0,132	0,109	0,097	0,087	0,080	0,077			
Δ%IE		26%	18%	11%	10%	8%	4%			

Tabla 4. Índice de error (IE) en la estimación de la distribución de tallas de hembras de langostino colorado en un diseño de muestreo tri-etápico.

Table 4. Error index (IE) in the estimation of size composition of females of squat lobster in a tri-stage sampling design.

Número de ejemplares	Hembras							Promedio	Δ%IE		
	Todos los lances										
	Viajes										
1	2	3	4	5	6	7					
25	0,229	0,167	0,139	0,113	0,101	0,093	0,094	0,134			
50	0,175	0,129	0,105	0,092	0,085	0,076	0,071	0,105	22%		
75	0,169	0,125	0,100	0,085	0,076	0,068	0,067	0,099	6%		
100	0,168	0,119	0,097	0,081	0,071	0,066	0,060	0,095	4%		
125	0,165	0,117	0,093	0,079	0,070	0,063	0,064	0,093	2%		
150	0,156	0,106	0,092	0,082	0,072	0,063	0,057	0,090	3%		
175	0,156	0,112	0,084	0,078	0,065	0,064	0,059	0,088	2%		
200	0,158	0,104	0,081	0,078	0,063	0,057	0,057	0,085	3%		
225	0,161	0,109	0,091	0,075	0,066	0,061	0,054	0,088	3%		
250	0,135	0,106	0,085	0,071	0,066	0,062	0,051	0,082	7%		
275	0,150	0,109	0,081	0,076	0,069	0,060	0,054	0,086	4%		
300	0,148	0,103	0,081	0,075	0,064	0,061	0,055	0,084	2%		
Promedio	0,164	0,117	0,094	0,082	0,072	0,066	0,062				
Δ%IE	29%	20%	13%	12%	9%	6%					

Número de ejemplares	Lance por medio							Promedio	Δ%IE		
	Viajes										
	1	2	3	4	5	6	7				
1	2	3	4	5	6	7					
25	0,261	0,196	0,151	0,139	0,115	0,112	0,101	0,154			
50	0,220	0,144	0,118	0,114	0,094	0,087	0,078	0,122	21%		
75	0,194	0,134	0,113	0,095	0,088	0,081	0,075	0,111	9%		
100	0,180	0,132	0,105	0,087	0,082	0,073	0,070	0,104	7%		
125	0,182	0,129	0,103	0,085	0,079	0,076	0,062	0,102	2%		
150	0,169	0,122	0,098	0,080	0,079	0,066	0,070	0,098	5%		
175	0,164	0,115	0,092	0,081	0,079	0,070	0,065	0,095	3%		
200	0,161	0,120	0,094	0,085	0,071	0,071	0,065	0,095	0%		
225	0,157	0,116	0,092	0,076	0,072	0,067	0,067	0,092	3%		
250	0,164	0,117	0,095	0,080	0,073	0,064	0,061	0,093	1%		
275	0,160	0,111	0,097	0,077	0,080	0,071	0,061	0,094	1%		
300	0,162	0,110	0,090	0,081	0,071	0,071	0,065	0,093	1%		
Promedio	0,181	0,129	0,104	0,090	0,082	0,076	0,070				
Δ%IE	29%	19%	13%	9%	8%	8%					

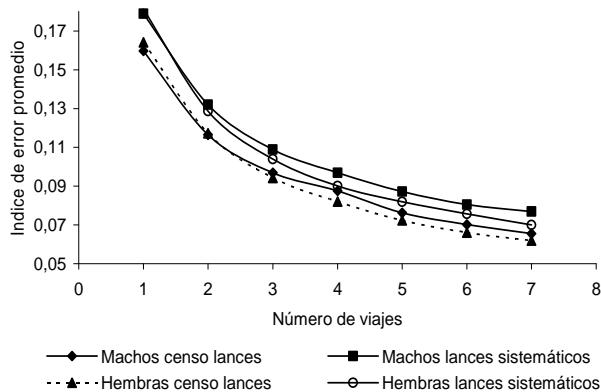


Figura 7. Índice de error promedio en la estimación de la composición de tallas de langostino colorado en siete escenarios de tamaño de muestra de viajes y dos estrategias de selección de lances.

Figure 7. Average error index in the estimation of size composition of squat lobster in seven scenarios of number of trips sampled and two strategies of tow selection.

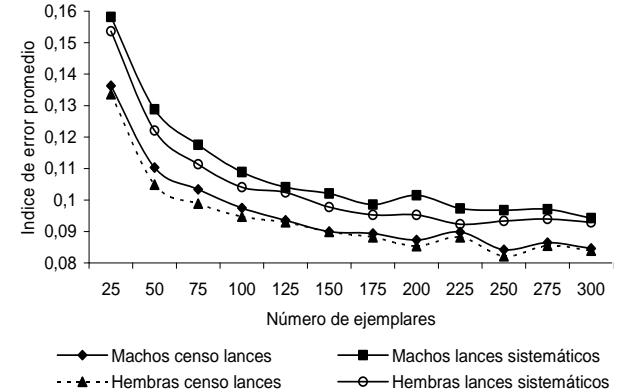


Figura 8. Índice de error promedio en la estimación de la composición de tallas de langostino colorado en 12 escenarios de tamaño de muestra de ejemplares por lance y dos estrategias de selección de lances.

Figure 8. Average error index in the estimation of size composition of squat lobster in 12 scenarios of number of individuals sampled per tow and two strategies of tow selection.

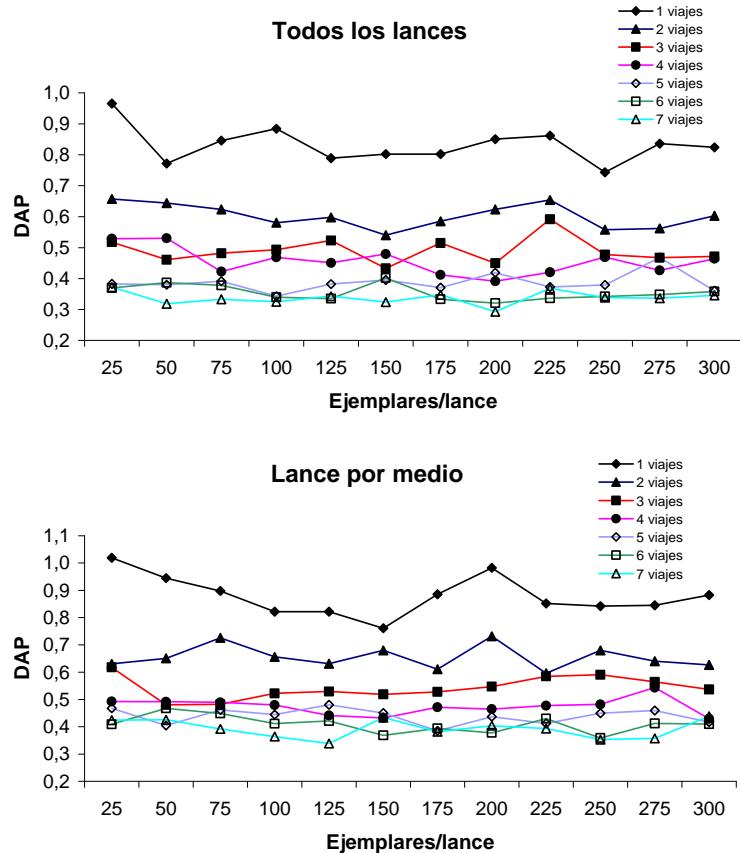


Figura 9. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media de machos de langostino colorado (mm), a partir del procedimiento de remuestreo.

Figure 9. Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size of males of squat lobster (in mm) from the resampling procedure.

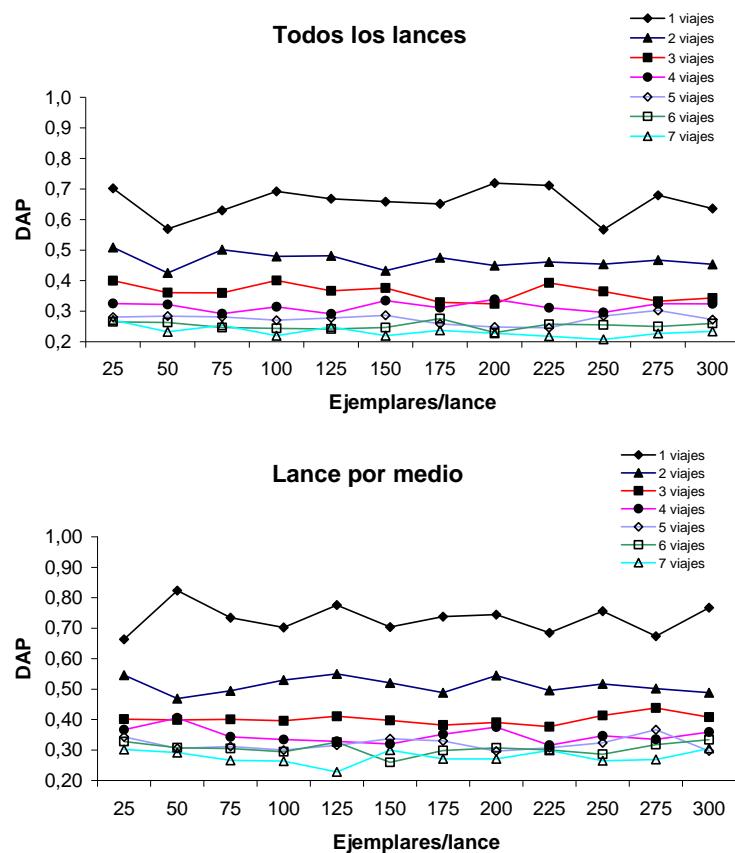


Figura 10. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media de hembras de langostino colorado (mm), a partir del procedimiento de remuestreo.

Figure 10. Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size of females of squat lobster (in mm) from the resampling procedure.

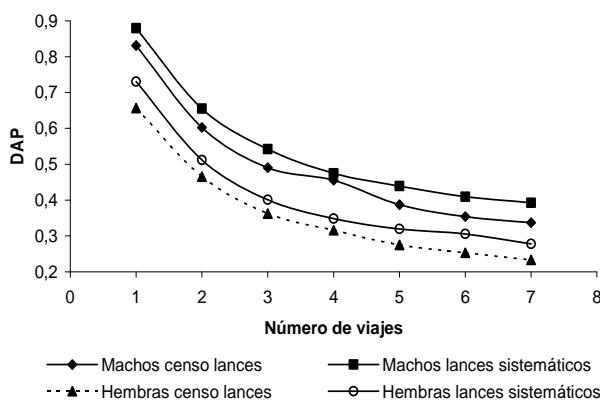


Figura 11. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media de langostino colorado (mm) en siete escenarios de tamaño de muestra de viajes y dos estrategias de selección de lances.

Figure 11. Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size (mm) of squat lobster in seven scenarios of number of trips sampled and two strategies of tow selection.

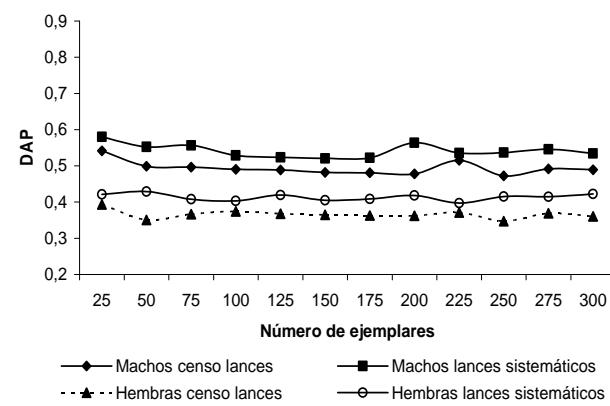


Figura 12. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media de langostino colorado (mm) en 12 escenarios de tamaño de muestra de ejemplares por lance y dos estrategias de selección de lances.

Figure 12. Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size (mm) of squat lobster in 12 scenarios of number of individuals sampled per tow and two strategies of tow selection.

Tabla 5. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media (mm) de machos de langostino colorado en un diseño de muestreo tri-etápico.**Table 5.** Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size (mm) of males of squat lobster in a tri-stage sampling design.

Número de ejemplares	Machos								Promedio	Δ%DAP		
	Todos los lances							Viajes				
	1	2	3	4	5	6	7					
25	0,965	0,657	0,517	0,529	0,382	0,369	0,372	0,542				
50	0,771	0,644	0,461	0,530	0,380	0,387	0,318	0,499	8%			
75	0,846	0,623	0,482	0,422	0,391	0,378	0,333	0,497	0%			
100	0,884	0,581	0,493	0,468	0,343	0,339	0,325	0,491	1%			
125	0,789	0,598	0,523	0,451	0,382	0,335	0,343	0,489	0%			
150	0,802	0,540	0,433	0,479	0,395	0,402	0,324	0,482	1%			
175	0,802	0,585	0,515	0,412	0,371	0,333	0,348	0,481	0%			
200	0,851	0,624	0,449	0,391	0,419	0,321	0,293	0,478	1%			
225	0,861	0,654	0,592	0,420	0,373	0,336	0,368	0,515	8%			
250	0,743	0,558	0,477	0,469	0,379	0,343	0,338	0,473	8%			
275	0,836	0,562	0,467	0,426	0,468	0,348	0,336	0,492	4%			
300	0,824	0,603	0,471	0,464	0,360	0,358	0,346	0,489	1%			
Promedio	0,831	0,602	0,490	0,455	0,387	0,354	0,337					
Δ%DAP		28%	19%	7%	15%	9%	5%					

Número de ejemplares	Lance por medio								Promedio	Δ%DAP		
	Viajes							Viajes				
	1	2	3	4	5	6	7					
25	1,019	0,631	0,618	0,492	0,468	0,409	0,424	0,580				
50	0,945	0,650	0,481	0,492	0,405	0,468	0,426	0,552	5%			
75	0,898	0,726	0,482	0,490	0,462	0,449	0,392	0,557	1%			
100	0,822	0,656	0,523	0,480	0,445	0,411	0,365	0,529	5%			
125	0,822	0,631	0,529	0,441	0,481	0,421	0,338	0,523	1%			
150	0,761	0,680	0,519	0,433	0,450	0,368	0,434	0,521	1%			
175	0,885	0,611	0,528	0,471	0,385	0,394	0,382	0,522	0%			
200	0,983	0,732	0,547	0,465	0,437	0,378	0,404	0,564	8%			
225	0,852	0,596	0,585	0,477	0,412	0,431	0,394	0,535	5%			
250	0,842	0,680	0,591	0,482	0,450	0,359	0,353	0,537	0%			
275	0,845	0,640	0,565	0,543	0,459	0,412	0,358	0,546	2%			
300	0,883	0,627	0,537	0,429	0,417	0,410	0,439	0,535	2%			
Promedio	0,880	0,655	0,542	0,475	0,439	0,409	0,392					
Δ%DAP		26%	17%	12%	7%	7%	4%					

Tabla 6. Diferencia absoluta promedio (DAP) en la estimación de la talla media (mm) de hembras de langostino colorado, en un diseño de muestreo tri-etápico.**Table 6.** Average absolute difference (DAP) in the estimation of mean size (mm) of females of squat lobster in a tri-stage sampling design.

Número de ejemplares	Hembras								Promedio	Δ%DAP		
	Todos los lances							Viajes				
	1	2	3	4	5	6	7					
25	0,702	0,509	0,400	0,326	0,281	0,265	0,271	0,393				
50	0,570	0,425	0,361	0,322	0,284	0,263	0,233	0,351	11%			
75	0,630	0,501	0,360	0,292	0,281	0,247	0,254	0,367	4%			
100	0,692	0,479	0,401	0,315	0,270	0,244	0,220	0,375	2%			
125	0,668	0,481	0,367	0,292	0,278	0,242	0,248	0,368	2%			
150	0,659	0,433	0,376	0,335	0,287	0,247	0,220	0,365	1%			
175	0,651	0,476	0,329	0,312	0,259	0,276	0,237	0,363	1%			
200	0,719	0,449	0,324	0,338	0,249	0,230	0,228	0,362	0%			
225	0,711	0,462	0,392	0,311	0,246	0,258	0,218	0,371	2%			
250	0,567	0,454	0,365	0,296	0,285	0,255	0,208	0,347	6%			
275	0,679	0,467	0,333	0,325	0,303	0,250	0,227	0,369	6%			
300	0,636	0,454	0,344	0,324	0,273	0,260	0,234	0,361	2%			
Promedio	0,657	0,466	0,363	0,316	0,275	0,253	0,233					
Δ%DAP		29%	22%	13%	13%	8%	8%					

Número de ejemplares	Lance por medio								Promedio	Δ%DAP		
	Viajes							Viajes				
	1	2	3	4	5	6	7					
25	0,664	0,546	0,401	0,367	0,343	0,328	0,302	0,421				
50	0,823	0,469	0,399	0,405	0,306	0,308	0,292	0,429	2%			
75	0,735	0,494	0,400	0,343	0,312	0,305	0,266	0,408	5%			
100	0,703	0,530	0,396	0,335	0,300	0,294	0,264	0,403	1%			
125	0,776	0,550	0,411	0,329	0,316	0,326	0,228	0,419	4%			
150	0,703	0,520	0,398	0,320	0,337	0,259	0,299	0,405	3%			
175	0,738	0,488	0,382	0,352	0,330	0,298	0,271	0,408	1%			
200	0,744	0,544	0,391	0,375	0,297	0,307	0,271	0,419	2%			
225	0,685	0,495	0,376	0,316	0,308	0,301	0,299	0,397	5%			
250	0,756	0,517	0,414	0,347	0,324	0,286	0,265	0,416	5%			
275	0,673	0,501	0,438	0,335	0,367	0,318	0,269	0,414	0%			
300	0,767	0,488	0,408	0,360	0,297	0,334	0,305	0,423	2%			
Promedio	0,731	0,512	0,401	0,349	0,320	0,305	0,278					
Δ%DAP		30%	22%	13%	8%	4%	9%					

ron que la principal fuente de variabilidad en los datos de frecuencia de tallas de langostino colorado de la zona centro-norte, está dada al interior de los lances de pesca, por lo que de las tres etapas de muestreo, el número de ejemplares es el que requiere los mayores tamaños de muestra (en la simulación se probó de 25 a 300 ejemplares). Las estimaciones de variabilidad entre viajes y entre lances evidenciaron que en principio existiría mayor variabilidad entre lances de pesca, que entre viajes de pesca. Sin embargo, los intervalos de confianza de las estimaciones, sugieren que la varianza entre viajes puede ser más alta que entre lances. Esto es más congruente con una distribución del recurso segregada por tamaños en el espacio, lo que ya ha sido sugerido en otros estudios (Roa & Tapia, 2000; Quiroz *et al.*, 2006). Además, los resultados obtenidos en el presente trabajo sugieren que las mayores disminuciones en el índice de error se obtienen al aumentar el número de viajes en lugar del número de lances.

Respecto del desempeño de la estrategia de muestreo que considera censo de lances al interior del viaje versus la estrategia de muestreo sistemático (lance por medio), la mejora en la estimación de la estructura de tallas es baja y prácticamente nula en la estimación de la talla media. En efecto si se muestrean dos viajes de pesca, el IE en la estimación de la estructura de tallas para machos es de un 13,2% para el muestreo sistemático, disminuyendo a un 11,6% para el censo de lances, mientras que para hembras el IE es de 12,9% y 11,7%, respectivamente. Para la estimación de la talla media, la DAP no mostró diferencias mayores a 0,1 mm entre el censo de lances y el muestreo sistemático de lances. De esta forma, si el sistema de muestreo prevé dificultades en la selección de viajes de pesca, es recomendable realizar muestreos de composición de tamaños en todos los lances de pesca. Así, ante bajos tamaños de muestra de viajes, se obtendría una disminución del error de estimación de la estructura de tallas.

El procedimiento de simulación implementado permitió constatar que sobre los 25 ejemplares muestreados, la precisión en la estimación de la talla media es elevada, sin mostrar un patrón evidente ante incrementos en el número de ejemplares a muestrear por lance. Esto contrasta con lo evidenciado para la estructura de tallas, para la cual el índice de error muestra claras disminuciones ante el aumento de los ejemplares muestreados, sin constatarse mejoras sustantivas sobre los 175 ejemplares.

REFERENCIAS

Andrew, N.L. & Y. Chen. 1997. Optimal sampling for estimating the size structure and mean size of abalone

- caught in a New South Wales fishery. U.S. Fish. Bull., 95: 403-413.
- Arana P., M. Ahumada & A. Guerrero. 2003. Distribución y abundancia de los recursos gamba (*Haliporoides diomedae*) y camarón navaja (*Campylionotus semistriatus*), en las Regiones V, VI y VII, año 2003. Informe Final. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 17/2003: 141 pp.
- Bahamonde, R., B. Leiva, C. Canales, M.A. Barbieri, J. Cortés, J. Quiroz, P. Arana, A. Guerrero, M. Ahumada, T. Melo, D. Queirolo, C. Hurtado & P. Gálvez. 2004. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2003. Informe Final Proyecto FIP N°2003-31: 287 pp.
- Canales, C. & V. Espejo. 2001. Investigación evaluación y CTP Langostino Colorado 2002. Instituto de Fomento Pesquero, 40 pp.
- Canales, C., M.A. Barbieri, R. Bahamonde, B. Leiva, P. Arana, S. Lillo & T. Melo. 2002. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2001. Informe Final Proyecto FIP N°2001-06: 172 pp.
- Canales, C. 2003. Investigación evaluación y CTP langostino colorado 2003. Instituto de Fomento Pesquero, 34 pp.
- Canales, C., M.A. Barbieri, R. Bahamonde, B. Leiva, P. Arana, A. Guerrero, M. Ahumada, T. Melo, D. Queirolo, C. Hurtado & P. Gálvez. 2003. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2002. Informe Final Proyecto FIP N°2002-06: 229 pp.
- Canales, C. & C. Montenegro. 2006. Investigación evaluación de stock y CTP langostino colorado 2006. Instituto de Fomento Pesquero, 39 pp.
- Cochran, W.G. 1977. Sampling techniques. John Wiley & Sons, New York, 428 pp.
- Megrey, B.A. 1989. Review and comparisons of age structured stock assessment models from theoretical and applied points of view. Am. Fish. Soc. Symposium, 6: 8-48.
- Maunder, M.N. & G.M. Watters. 2003. A-SCALA: an age structured statistical catch-at-length analysis for assessing tuna stocks in the eastern Pacific Ocean. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. Bull., 22: 433-582.
- Montenegro, C., G. Arriagada, M. Zilleruelo, J. Quiroz, C. Canales, M. Nilo, E. Palta, C. Toledo, P. Gálvez & J. Pérez. 2004. Informe Final Proyecto Investigación Situación Pesquería Crustáceos 2003. SUBPESCA/IFOP: 229 pp.
- Montenegro, C., G. Arriagada, M. Zilleruelo, M. Nilo, E. Palta, C. Toledo & P. Gálvez. 2005. Investigación si-

- tuación pesquerías crustáceos, 2004. Informe Final Fase II. SUBPESCA/IFOP: 239 pp.
- Montenegro, C. & C. Canales. 2007. Investigación evaluación de stock y CTP langostino colorado 2007. Informe Final. IFOP: 43 pp.
- Pinheiro, J.C. & D.M. Bates. 2000. Mixed-effects models in S and S-PLUS, Statistics and Computing, Springer, New York, 560 pp.
- Quinn, T.J. & R. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, New York, 542 pp.
- Quiroz, J.C., C. Montenegro, P. Báez, F. Espíndola, C. Canales, H. Reyes, O. Magnere, O. Yáñez, J. Tapia, R. Bahamonde, G. Arriagada & P. Gálvez. 2006. Dinámica y estructura poblacional del langostino colorado III y IV Regiones. Informe Final proyecto FIP N°2005-41: 181 pp.
- R Development Core Team. 2005. R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Roa, R. & F. Tapia. 2000. Cohorts in space: geostatistical mapping of the age structure of squat lobster *Pleuroncodes monodon* population offcentral Chile. *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, 196: 239-251.
- Sparre, P. & S.C. Venema. 1995. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. Parte 1. Manual. FAO Doc. Téc. de Pesca, 306(1), Rev.1, 440 pp.
- Sullivan, P., Han-Lin Lai & V. Gallucci. 1990. A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 47: 184-198.
- Sullivan, P. 1992. A Kalman filter approach to catch-at-length analysis. *Biometrics*, 48: 237-257.
- Thompson, S.K. 1992. Sampling. John Wiley & Sons, New York, 343 pp.
- Verbeke, G. & G. Molenberghs. 2000. Linear mixed models for longitudinal data. Springer-Verlag, New York, 568 pp.

Received: 5 December 2007; Accepted: 5 March 2009