

*Research Article*

**Estandarización de la captura por área barrida (CPUA)  
en cruceros de evaluación directa de camarón nailon (*Heterocarpus reedi*)  
(1998-2006)**

**Cristian Canales<sup>1</sup> & Patricio Arana<sup>2</sup>**

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

<sup>2</sup>Escuela de Ciencias del Mar, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso  
Casilla 1020, Valparaíso, Chile

**RESUMEN.** Se analizan registros operacionales de cruceros de evaluación directa de camarón nailon realizados entre 1998 y 2006 frente a la costa central de Chile. Los datos obtenidos fueron modelados considerando como estimador de la captura por unidad de área (CPUA) el producto entre el valor esperado de la captura por unidad de área (CPUA) de los lances con capturas y la probabilidad de captura de lances positivos. La metodología consideró la aplicación de un modelo lineal generalizado (MLG) cuyos factores fueron los efectos: año, zona, estrato de profundidad y la interacción año-zona. Los resultados mostraron que el efecto año es el más relevante, seguido por la interacción año-zona para cada modelo analizado. El efecto año de evaluación y la probabilidad de captura mostraron un crecimiento sostenido durante el período de análisis. El efecto de interacción mostró que el crecimiento poblacional se generó principalmente de Valparaíso al sur. Además, se determinó que la abundancia del camarón nailon se relacionó positivamente con la probabilidad de captura e inversamente con el área de agregación de la población. La discrepancia entre los índices de abundancia analizados y la biomasa, particularmente al norte de 32°S, se atribuye a las características geomorfológicas de los fondos marinos en dicha zona y a los diversos criterios metodológicos utilizados en el método de área barrida para la evaluación de esta especie. Por lo anterior, se recomienda considerar la modelación de la CPUA como mejor opción obtener un índice de abundancia relativa, comparable en tiempo y espacio.

**Palabras clave:** evaluación directa, área barrida, CPUA, modelo lineal generalizado, camarón nailon, *Heterocarpus reedi*, Chile.

**Standardization of the catch per swept area (CPUA) for direct stock assessment cruises  
of nylon shrimp (*Heterocarpus reedi*) (1998-2006)**

**ABSTRACT.** This work analyzes the operational data of direct stock assessment cruises carried out on nylon shrimp (*Heterocarpus reedi*) off the central coast of Chile between 1998 and 2006. These data were modeled using the product of the expected CPUA (catch per unit area) for hauls with catch and the probability of catch (that is, catch greater than zero) to estimate the CPUA. A generalized linear model was applied; the model used four effects as factors: year, zone, depth layer, and year-zone interaction. The results showed that the year was the most relevant effect, followed by the year-zone interaction for each model analyzed. The effects of the year of the assessment and the probability of catch showed sustained growth during the study period. The interaction effect showed growth in the shrimp population mainly from Valparaiso southward. Moreover, we found that shrimp abundance was related positively to the probability of catch and inversely to the area of aggregation of the population. Finally, the discrepancy found between the analyzed abundance indexes and the biomass (particularly north of 32°S) due to the geomorphological characteristics of the sea floor and the diverse methodological criteria used in the “swept-area” assessment of this species leads us to we recommend CPUA modeling as the best option for obtaining a relative abundance index comparable over time and space.

**Keywords:** direct evaluation, swept area, CPUA, generalized linear model, nylon shrimp, *Heterocarpus reedi*, Chile.

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

## INTRODUCCIÓN

El camarón nailon (*Heterocarpus reedi*) es un crustáceo decápodo que se distribuye principalmente entre 23° y 38°S, capturándose principalmente entre Tal Tal (25°S) y Talcahuano (37°S), entre 100 y 600 m de profundidad. En los últimos 15 años, este recurso ha presentado notorias variaciones en los desembarques, los cuales en los años 1995-1996 superaron las 10.000 ton anuales y decayeron a menos de 4.000 ton durante los primeros años de la presente década (SERNAPESCA, 2006). Dichos cambios se asocian a fluctuaciones en su abundancia y a las medidas de regulación adoptadas por la autoridad.

A partir de 1995, esta pesquería es administrada bajo el régimen de pesquería en plena explotación, que implica el establecimiento de cuotas globales anuales de captura, derivadas de modelos predictivos que emplean índices de abundancia como información de entrada, tales como: captura por unidad de esfuerzo (CPUE) comercial y estimados de biomasa obtenidos mediante cruceros de evaluación que utilizan el método de “área barrida”. No obstante, en los cruceros de evaluación orientados a evaluar la biomasa de este recurso se han seguido diferentes esquemas de muestreo y criterios en el tratamiento de los datos, lo cual ha debilitado significativamente la correcta interpretación de sus cambios poblacionales en este recurso.

Por otro lado, el avance y desarrollo de técnicas estadísticas ha permitido exitosos análisis destinados a estandarizar las señales de abundancia relativa (CPUE) derivada de los registros de la flota pesquera, fuente de datos significativamente heterogénea en cuanto a las dimensiones que los sustentan (flotas, zonas, años, entre otros aspectos). En este sentido, el uso de modelos lineales generalizados (MLG) son recurrentemente empleados para el cálculo de la CPUE, dada su flexibilidad en cuanto a los supuestos en la distribución de la variable respuesta y del error asociado (Punt *et al.*, 2000; Maunder & Punt, 2004). De igual forma, Brynjarsdóttir & Stefánsson (2004) señalan que la ventaja del uso de MLG respecto del análisis tradicional de datos de un crucero de investigación, es la posibilidad de modelar de manera explícita la densidad espacial de un recurso, aún cuando estos sean incompletos.

En el presente trabajo se modela la señal de Captura por Unidad de Área (CPUA) derivada de cruceros de camarón nailon realizados entre 1998 y 2006, con el objeto de identificar los factores que determinan su variabilidad. Así también, generar un índice de abundancia estandarizado que obvie las diferencias de análisis y criterios empleados en la estimación de biomasa, y, por ende, proporcione una mejor señal de abundancia para fines de manejo pesquero.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Información utilizada

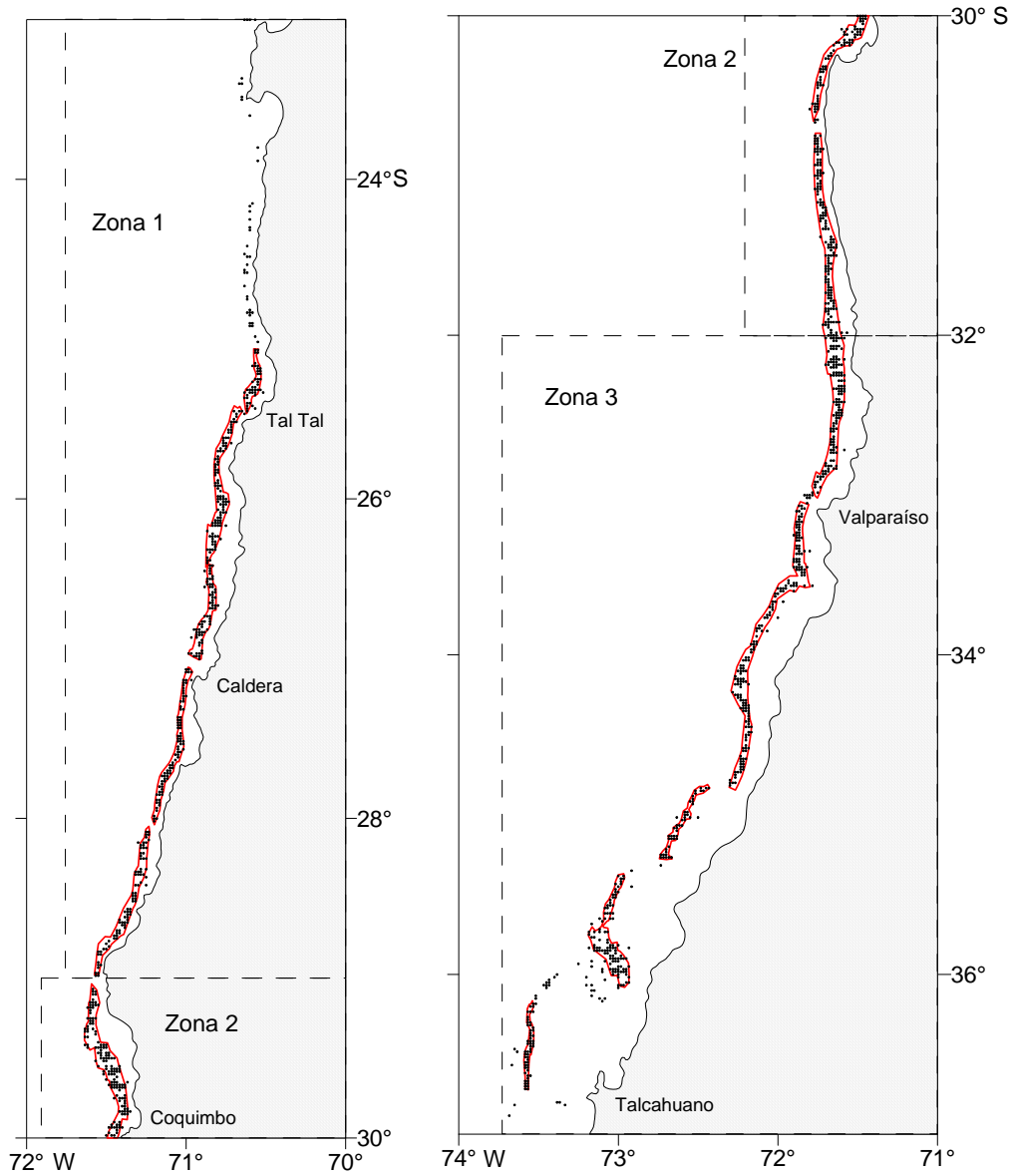
Se emplearon los datos operacionales registrados entre los años 1998 y 2006 en cruceros de evaluación directa dirigidos a estimar la biomasa disponible de camarón nailon a las redes de arrastre de fondo, empleando el método de “área barrida” (Roa *et al.*, 1999; Escuela de Ciencias del Mar, 2000; Acuña *et al.*, 2000, 2002, 2007; Arana *et al.*, 2003, 2004, 2005, 2006). La fuente de datos corresponde a las bitácoras de pesca de estos cruceros, proporcionadas por el Fondo de Investigación Pesquera (FIP), que contienen información del nombre del buque, fecha del lance, posición geográfica al inicio y término del lance, tiempos operacionales (min), velocidad de arrastre (nudos), profundidad inicial y final (m), captura de la especie objetivo (kg), captura por área barrida (CPUA, ton km<sup>-1</sup>), así como de las principales especies que componen su fauna acompañante.

Estos cruceros han sido efectuados por diversas instituciones (Tabla 1) y han seguido en general diseños de muestreo tanto de tipo estratificados como variantes al aleatorio estratificado, todos ellos realizados en un área común entre 23° y 37°S (Fig. 1). En estas investigaciones se consideraron nueve cruceros con un total de 4.735 lances, concentrados mayoritariamente durante el segundo semestre de cada año. A nivel anual y dependiendo del diseño de muestreo implementado y de las restricciones operativas y financieras, el número de lances fluctuó entre 263 (1999) y 1.169 (2002) por año. Las capturas registradas en estos cruceros han aumentado sostenidamente, de 5 ton en 1998 a 86 ton en 2006, al igual que la captura por área barrida (CPUA) y la proporción de lances con capturas positivas (Fig. 2).

**Tabla 1.** Principales variables operacionales de los cruceros de evaluación directa de camarón nailon (1998-2006). PAM: Pesquero de alta mar, LM: Lancha a motor.**Table 1.** Main operational variables of the direct evaluation cruises for nylon shrimp (1998-2006). PAM: High seas fishing vessel, LM: Motor boat.

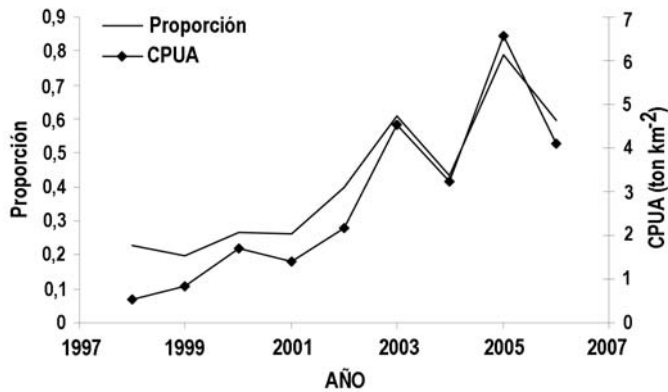
| Año  | Institución   | Nave   | Número de lances | Periodo   | Captura (ton) | Área (km <sup>2</sup> ) | Biomasa (ton) | Autor                              |
|------|---------------|--|------------------|-----------|---------------|-------------------------|---------------|------------------------------------|
| 1998 | UDEC-UCN      | PAM: Antares, Linda Kay  | 282              | Ago – Dic | 5             | 9.547                   | 9.402         | Roa <i>et al.</i> (1999)           |
| 1999 | UCN           | PAM: Eicomar, Los Vilos II   | 263              | Jul – Sep | 5             | 11.723                  | 20.236        | Acuña <i>et al.</i> (2000)         |
| 2000 | PUCV-IFOP-UCN | PAM: Cachagua I, Mancora I, Sunman II, Tibertiades<br>LM: Isabel S | 792              | Jun – Jul | 23            | 6.088                   | 21.415        | Escuela de Ciencias del Mar (2000) |
| 2001 | UCN- UDEC     | PAM: Foche, Nisshin Maru III<br>LM: Pionero                        | 352              | Jun – Jul | 13            | 5.898                   | 21.000        | Acuña <i>et al.</i> (2002)         |
| 2002 | PUCV-IFOP     | PAM: Crusoe I, Foche, Lennox, Pionero<br>LM: Isabel S              | 1.169            | Ago - Oct | 57            | 5.987                   | 17.014        | Arana <i>et al.</i> (2003)         |
| 2003 | PUCV-IFOP     | PAM: Crusoe I, Foche<br>LM: Isabel S                               | 493              | Ago – Sep | 46            | 3.690                   | 22.375        | Arana <i>et al.</i> (2004)         |
| 2004 | PUCV-IFOP     | PAM: Crusoe I, Lonquimay<br>LM: Isabel S                           | 585              | Jul – Sep | 32            | 3.189                   | 21.470        | Arana <i>et al.</i> (2005)         |
| 2005 | PUCV-IFOP     | PAM: Foche, Lonquimay, Don Stefan                                  | 413              | Jul - Ago | 65            | 4.173                   | 27.620        | Arana <i>et al.</i> (2006)         |
| 2006 | UCN-IFOP-UDEC | PAM: Foche<br>LM: Oriente  | 386              | Oct - Dic | 86            | 3.740                   | 37.111        | Acuña <i>et al.</i> (2007)         |

UDEC: Universidad de Concepción, PUCV: Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, UCN: Universidad Católica del Norte, IFOP: Instituto de Fomento Pesquero.



**Figura 1.** Posición de los lances (puntos negros) y distribución de los focos de abundancia (polígonos rojos) determinados en camarón nailon entre 1998 y 2006. Las líneas segmentadas indican las zonas consideradas en el análisis.

**Figure 1.** Distribution of the abundance sites (red polygons) and evaluation hauls (black points) of the nylon shrimp cruises done between 1998 and 2006. Segmented lines show the areas included in the analysis.



**Figura 2.** Proporción (probabilidad) de lances con capturas mayores a cero y variación anual de la CPUE nominal de camarón nailon en cruceros de evaluación directa (1998-2006).

**Figure 2.** Proportion (probability) of hauls with catches greater than zero and annual variation of the nominal CPUE for nylon shrimp in direct evaluation cruises (1998-2006).

### Tiempo efectivo de arrastre

Hasta el año 2005 los cruceros realizados consideraron que la distancia recorrida correspondía a la comprendida desde el instante de frenado del “winche” y el inicio del virado de la red. Estudios posteriores efectuados con sensores acústicos adosados a la red demostraron que la distancia efectiva de arrastre era menor (Melo *et al.*, 2004), debido principalmente a que la red toca fondo después de algunos minutos de frenado de los “winches”.

En el crucero realizado el 2006 (Acuña *et al.*, 2007), se realizaron pruebas puntuales para evaluar estos antecedentes y se concluyó que la distancia recorrida fue en promedio menor respecto a la determinada en cruceros anteriores. Para corregir este efecto en los datos históricos, se consideró como referente, los cambios anuales registrados por el área barrida promedio de un buque patrón, elegido respecto a su mayor presencia en los cruceros de evaluación directa efectuados durante el período de análisis.

### Modelación estadística y supuestos

La razón fundamental para descomponer la variabilidad de la CPUA consiste en aislar los efectos que la explican, de manera que cada uno aporte con información en forma independiente. Al mismo tiempo, se busca generar un indicador relativo de la biomasa anual, que es empleado comúnmente en evaluaciones indirectas y precisar el status poblacional del recurso (Hinton & Maunder, 2004).

Las características más importantes observadas en las operaciones de pesca corresponde usualmente a una proporción relativa de lances con valores ceros y el resto, que corresponde a lances exitosos, se puede agrupar en una distribución asimétrica (Maunder & Starr, 2003, entre otros). Esto refleja la irregularidad espacial que presentan las características ambientales y la inherente heterogeneidad en la distribución de las especies (Fletcher *et al.*, 2005).

Siguiendo lo propuesto por Stefánsson (1996), Welsh *et al.* (1996) y Fletcher *et al.* (2005), los datos sin capturas son modelados de manera independiente a los datos positivos siguiendo el modelo Delta, donde un estimador del valor esperado de la densidad poblacional responde a un modelo de mezclas dado por:

$$E(P) = \pi \hat{\mu}$$

donde  $\hat{\pi}$  corresponde al estimador de la probabilidad de captura y  $\hat{\mu}$  el valor que toma el estimador de la variable positiva de la Captura por Unidad de Área (CPUA). Lo anterior se analiza mediante un modelo

lineal generalizado (MLG) (McCullagh & Nelder, 1989), según:

$$\begin{aligned} \eta(y) &= x \beta \\ &= \beta_0 + \sum_j \beta_j x_j \end{aligned}$$

donde  $\beta_0$  es la gran media,  $\beta$  es el vector de parámetros y  $x$  la matriz de diseño con variables binarias según presencia o ausencia del  $j$ -ésimo efecto. En este caso, la variable modelada ( $y$ ) corresponde ya sea a la CPUA por lance, o a la proporción de lances con captura. En esta expresión,  $\eta$  es una función de transformación de la variable conocida como función de enlace.

#### a) Modelación de la probabilidad de captura ( $\pi$ )

Siguiendo la recomendación de Stefánsson (1996), la probabilidad de captura puede ser modelada mediante regresión logística, considerando que los datos de lances con ausencia o presencia de capturas pueden ser asimilados a un ensayo tipo Bernoulli de medidas 0/1. En estos casos, el modelo o función de enlace usual es la función “logit”, de manera que la probabilidad de valores en las capturas diferente a cero depende de una combinación lineal de un subconjunto de los factores considerados:

$$\log \left[ \frac{\pi}{1-\pi} \right] = x \beta$$

de manera que el estimador de  $\pi$  queda de la forma:

$$\pi = \frac{\exp(x \beta)}{1 + \exp(x \beta)}$$

En el presente trabajo y consecuentemente con los criterios empleados usualmente en cruceros de evaluación, los lances con capturas menores a 20 kg se consideraron como lances nulos. De acuerdo con esto, la variable respuesta binaria toma valor igual a cero.

#### b) Modelación de CPUA ( $\mu$ )

Los datos positivos se supone son resultantes de una combinación lineal de diversos efectos o factores. Como distribuciones del error a menudo se considera una distribución gamma o normal para la variable transformada vía la función de enlace logarítmica ( $\eta$ ), lo cual puede ser sugerida *a priori* si la pendiente de regresión lineal entre la media y varianza de la CPUA es igual a 2 y su intercepto cero (Stefánsson, 1996; Brynjarsdóttir & Stefánsson, 2004). El modelo lineal general para la CPUA es:

$$\log(CP\hat{U}A) = x \theta$$

y el estimador de CPUA:

$$CP\hat{U}A = \exp(x \theta)$$

donde  $\theta$  es el vector de parámetros y  $x$  la matriz de variables explicatorias. Si bien la distribución log-

normal no pertenece a la familia de dispersión exponencial que es requisito básico para el uso de MLG (McCullagh & Nelder, 1989), el ajuste de un modelo lineal a la respuesta log-transformada es equivalente a un modelo multiplicativo con error log-normal (Dick, 2004). Como plataforma de modelamiento estadístico se empleó el lenguaje R ([www.r-project.org](http://www.r-project.org)).

### Efectos explicatorios

Como ya se indicó, la variable de interés o de respuesta es la CPUA. No obstante, y si bien esta responde al cociente de dos variables aleatorias: captura y área rastreada, la CPUA en sí misma es otra variable aleatoria cuya función de distribución de probabilidad (*f<sub>dp</sub>*) es distinta de las correspondientes *f<sub>dp</sub>* de las variables aleatorias captura y área, y consecuentemente ha sido el elemento central de análisis. Esta variable aleatoria entonces se supone explicada por regresores que se justifican a continuación.

La matriz de diseño *x* corresponde a un arreglo de valores binarios según presencia- ausencia del conjunto observación-efecto. En este sentido, se considera que la operación de pesca podría corresponder a: el año, del cual se deriva el indicador de abundancia relativa anual; efecto espacial, pues es conocido los gradientes latitudinales que tiene la CPUA de este recurso; y, el factor batimétrico, dado el movimiento estacional que realiza el recurso en dirección plataforma-talud continental (Arana *et al.*, 2003). Una extensión al modelo general es la incorporación de la interacción año-zona ante evidencias que los cambios de la población de este recurso se han debido más a variaciones locales que globales (Acuña *et al.*, 2007).

El efecto espacial fue definido por estratos latitudinales suficientemente amplios para tener un adecuado balance de la información (lances) y recoger la dinámica espacial de la pesquería. Las faenas extractivas de camarón nailon se dividieron en tres zonas: Zona 1: 23°-29°S, Zona 2: 29°-32°S y Zona 3: 32°-37°S. Siguiendo la misma idea, los estratos batimétricos fueron establecidos considerando como límites los veriles de 100-250, 250-350 y 350-600 m. El detalle cruzado del número de observaciones (lances) en estos efectos principales requiere de un número de combinaciones suficiente ( $n > 30$ ) para realizar el análisis de inferencia (Tabla 2).

Existen otras dos posibles variables candidatas a ser incluidas en el análisis, que corresponden al efecto temporal intra-anual (*e.g.*, semestre) y al efecto buque.

**Tabla 2.** Número de lances de pesca de camarón nailon según factor año, zona y profundidad.

**Table 2.** Number of nylon shrimp fishing hauls by factor year, zone, and depth.

| Año   | Zona   |        |        | Total |
|-------|--------|--------|--------|-------|
|       | Zona 1 | Zona 2 | Zona 3 |       |
| 1998  | 124    | 63     | 95     | 282   |
| 1999  | 101    | 41     | 121    | 263   |
| 2000  | 288    | 152    | 352    | 792   |
| 2001  | 113    | 58     | 181    | 352   |
| 2002  | 464    | 214    | 491    | 1.169 |
| 2003  | 182    | 110    | 201    | 493   |
| 2004  | 228    | 123    | 234    | 585   |
| 2005  | 131    | 112    | 170    | 413   |
| 2006  | 79     | 120    | 187    | 386   |
| Total | 1.710  | 993    | 2.032  | 4.735 |

| Año   | Profundidad (m) |         |         | Total |
|-------|-----------------|---------|---------|-------|
|       | 100-250         | 250-350 | 350-600 |       |
| 1998  | 133             | 58      | 91      | 282   |
| 1999  | 84              | 79      | 100     | 263   |
| 2000  | 290             | 288     | 214     | 792   |
| 2001  | 154             | 95      | 103     | 352   |
| 2002  | 471             | 386     | 312     | 1.169 |
| 2003  | 73              | 204     | 216     | 493   |
| 2004  | 150             | 209     | 226     | 585   |
| 2005  | 46              | 175     | 192     | 413   |
| 2006  | 110             | 142     | 134     | 386   |
| Total | 1.511           | 1.636   | 1.588   | 4.735 |

La razón de no ser incluidas en el modelo es la insuficiencia de combinaciones entre factores y de contraste en los datos debido por una parte, a que los cruceros se han sido realizados mayoritariamente en la misma época del año (segundo semestre), y, por otra, que en general han operado buques distintos en cada año. En este sentido, cabe destacar los resultados de Quiroz *et al.* (2005), quienes determinaron en langostino amarillo que los efectos buque y mes resultaron escasamente significativos. El hecho que en esta pesquería la flota es antigua, poco renovada y de similares características tecnológicas (Montenegro & Bucarey, 2008), explicaría en parte los resultados de Quiroz *et al.* (2005). La única excepción a esta regla es la experiencia de los capitanes de pesca, que es difícil de cuantificar en forma práctica.

De acuerdo a las variables explicatorias seleccionadas, en el análisis se probaron cinco modelos:

Modelo 1 consideró sólo el efecto año (A); Modelo 2 consideró los efectos año y profundidad (A+P); Modelo 3 consideró los efectos año y zona (A+Z); Modelo 4 consideró los efectos año, zona y profundidad (A+P+Z); y, Modelo 5 consideró los efectos año, zona, profundidad y la interacción año-zona (A+P+Z+A/Z). Finalmente, los resultados obtenidos se compararon con las señales de abundancia relativa derivada de la flota comercial (Canales *et al.*, 1999; Montenegro & Bucarey, 2008).

## RESULTADOS

### Corrección del área barrida según tiempo efectivo de arrastre

Para corregir los datos históricos de CUPA debido al efecto de menor distancia recorrida por tiempo efectivo de arrastre, se evaluaron las variaciones anuales registradas en el área barrida del PAM “Foche”, que fue la nave con mayor presencia en los cruceros de evaluación directa. Esta nave, entre 2001 y 2005 cubrió un área promedio de 0,023 km<sup>2</sup> por lance de pesca, superficie que en el 2006 se redujo a la mitad, producto de la incorporación del concepto de tiempo efectivo de arrastre. Suponiendo que esta situación es extrapolable al período 2001-2005, significa que el área rastreada por lance durante 2006 fue en promedio 47% de la estimación tradicional, efecto que se tradujo en un aumento en casi el doble de la CUPA que se debiera haber obtenido si se considerara el criterio histórico.

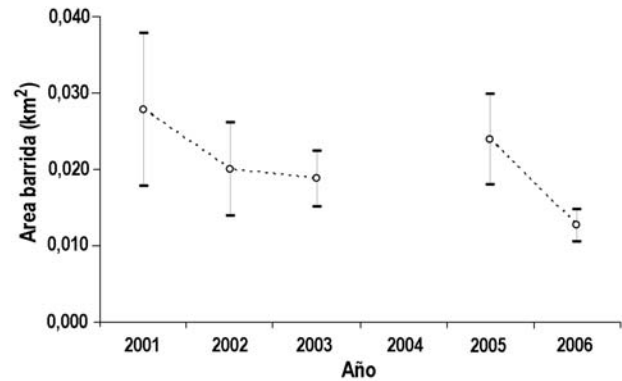
Debido a que las estimaciones de abertura punta de alas (APA) se realizan de manera independiente a los lances de evaluación, y que el valor esperado del APA es un parámetro constante empleado en los estimadores de CUPA, entonces los datos de 2006 fueron “corregidos” o estandarizados amplificando el área rastreada de cada lance por un factor de 2,1 (=1/0,47) (Fig. 3).

### Análisis exploratorio de los datos

El resumen descriptivo del conjunto de datos analizados y sus estadígrafos mostraron una notable asimetría positiva e importantes niveles de curtosis y desviación. La asimetría de estos datos oscila entre 1,8 y 8,1 y los niveles de curtosis entre 6,3 y 95,5 (Tabla 3), los cuales fueron muy altos e incompatibles con una distribución normal; por lo tanto, el índice de asimetría se ubicaría en torno a 0 y la curtosis cerca de 3.

### Distribución del error

En la modelación de datos de tasas de capturas positivas se supone a menudo que estos responden a distribuciones de probabilidad asimétrica como



**Figura 3.** Variación anual del área barrida promedio por lance del PAM “Foche” que operó sobre camarón nailon entre 2001 y 2006.

**Figure 3.** Annual variation of the average swept area per haul of the PAM “Foche” fishing for nylon shrimp between 2001 and 2006.

gamma o log-normal (Stefánsson, 1996; Punt *et al.*, 2000; entre otros), siempre que se verifique que la función de varianza es  $V(Y) = 2 E(Y)^2$ . Para evaluar esta hipótesis, se efectuó un análisis de regresión lineal en escala logarítmica entre la CUPA media y la varianza considerando estratos de un grado de latitud y año, lo cual entregó un valor de pendiente de  $\beta = 2,03 \pm 0,03$  (media  $\pm$  error estándar) y un intercepto  $\alpha = -0,13 \pm 0,3$ . Los datos se ajustaron a un modelo lineal cuyo coeficiente de determinación fue  $R^2 = 0,96$  y la hipótesis  $H_0: \beta = 2$  no puede ser rechazada a un 95% de confianza, dado que el estadístico  $t = 52,2$  resultó mayor al de rechazo de  $H_0$  (Fig. 4). Similar conclusión se deduce de la hipótesis  $H_0: \alpha = 0$ .

Para confirmar la mejor distribución de error de los datos, se realizó un análisis de bondad de ajuste de estos dos modelos formular una hipótesis en relación a la distribución de la variable de interés. Estos modelos fueron ajustados mediante Máxima Verosimilitud y como opción de selección entre modelos se empleó el criterio de información bayesiana (BIC) (Schwartz, 1978), el cual permite la comparación de modelos no-anidados como es el caso de estas dos distribuciones de probabilidades. La decisión se orientó a elegir el modelo con menor BIC. El resultado indicó que ambos modelos de densidad parecen adecuados para describir los datos disponibles (Fig. 5). Sin embargo, el menor valor del criterio de información BIC indica que los datos se ajustaron mejor a un modelo gamma (Tabla 4).

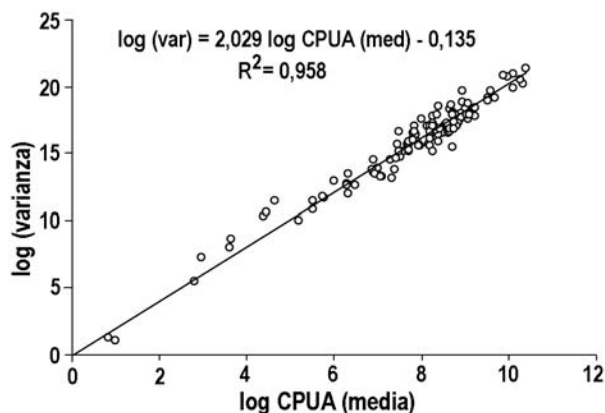
### Modelación de la CUPA y proporción de lances con presencia de capturas

La bondad de ajuste del MLG de la CUPA se evaluó siguiendo el supuesto respecto de los desvíos

**Tabla 3.** Principales estadígrafos de los datos de CPUTA registrados en los cruceros de camarón nailon (1998-2006).**Table 3.** Main statistics of the CPUTA data registered for the nylon shrimp cruises (1998-2006).

| Año  | Media<br>(kg km <sup>-2</sup> ) | Desviación<br>estándar | Lances<br>totales | Lances<br>positivos (1) | Mínimo<br>(kg km <sup>-2</sup> ) | Máximo<br>(kg km <sup>-2</sup> ) | Asimetría | Curtosis |
|------|---------------------------------|------------------------|-------------------|-------------------------|----------------------------------|----------------------------------|-----------|----------|
| 1998 | 532                             | 1.063                  | 282               | 64                      | 0                                | 7.489                            | 2,90      | 13,31    |
| 1999 | 832                             | 1.957                  | 263               | 52                      | 0                                | 12.921                           | 3,26      | 14,92    |
| 2000 | 1.688                           | 5.083                  | 762               | 209                     | 0                                | 78.674                           | 8,12      | 95,49    |
| 2001 | 1.411                           | 3.564                  | 352               | 92                      | 0                                | 30.870                           | 4,28      | 26,56    |
| 2002 | 2.166                           | 4.293                  | 1.169             | 465                     | 0                                | 63.952                           | 4,83      | 48,51    |
| 2003 | 4.523                           | 5.866                  | 493               | 300                     | 0                                | 48.390                           | 2,29      | 11,46    |
| 2004 | 3.219                           | 5.911                  | 585               | 252                     | 0                                | 56.232                           | 3,79      | 24,32    |
| 2005 | 6.574                           | 7.164                  | 413               | 325                     | 0                                | 51.849                           | 2,05      | 9,35     |
| 2006 | 4.101                           | 5.305                  | 386               | 230                     | 0                                | 28.453                           | 1,78      | 6,35     |

(1) = Captura mayor a 20 kg

**Figura 4.** Regresión lineal entre el logaritmo natural de la CPUTA media del camarón nailon y el logaritmo natural de su varianza.**Figure 4.** Linear regression between the natural logarithm of the average CPUTA of nylon shrimp and the natural logarithm of its variance.

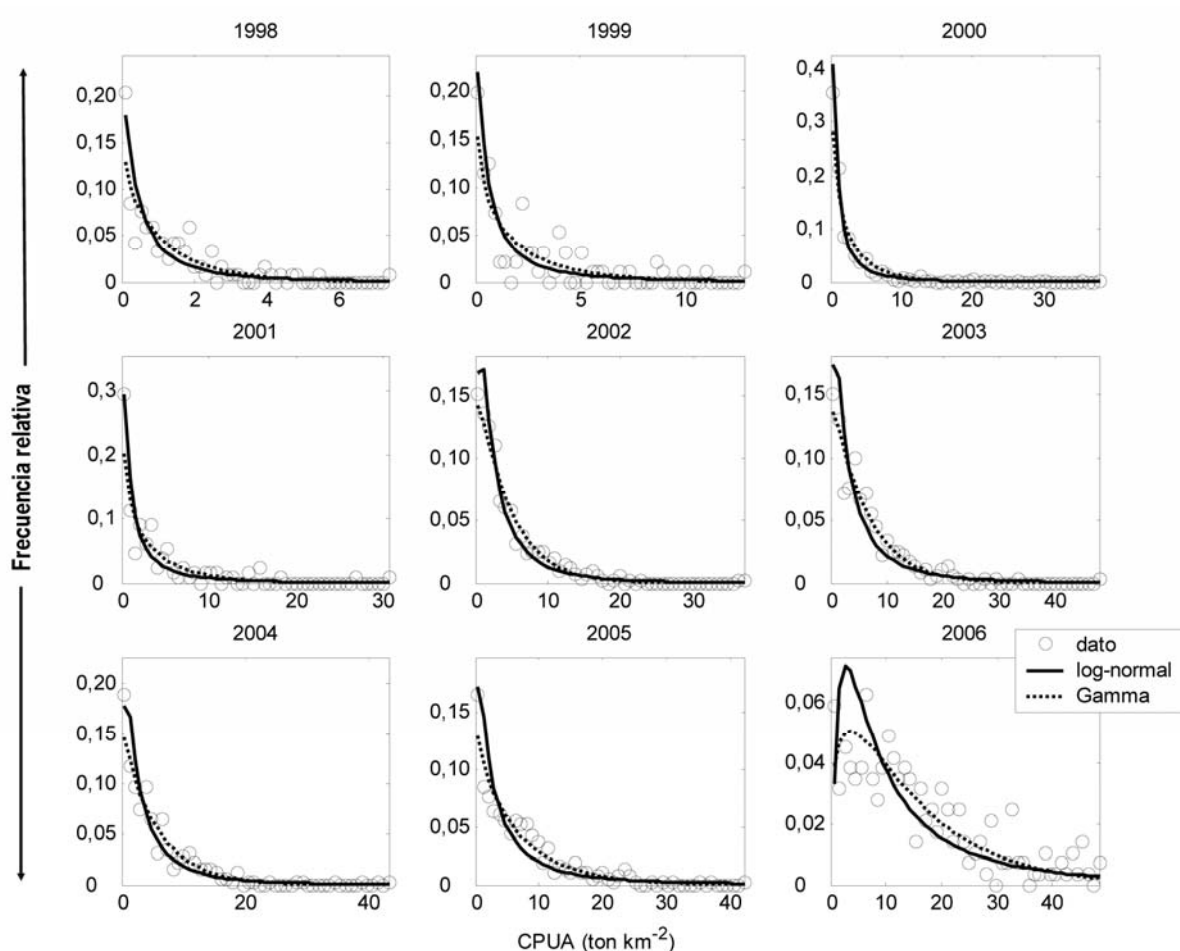
normalmente distribuidos. El gráfico de probabilidad normal (cuantil-cuantil) es un diagrama de dispersión de los percentiles empíricos (ordenados) *versus* los percentiles teóricos de la distribución normal. Si la muestra proviene de una distribución conocida, entonces los puntos muestrales deberían estar sobre una recta. De acuerdo al desempeño de modelos de error normal y gamma para la variable log-transformada, y dado que no existen alejamientos importantes de la linealidad esperada en el caso analizado, no se pudo descartar el supuesto inicialmente formulado en cuanto a las distribuciones inicialmente comentadas (Fig. 6). Es decir, la variable CPUTA log transformada podría ser modelada indistintamente con una distribución normal o gamma.

Sin perjuicio de lo anterior y con fines prácticos, lo que sigue del análisis se realizó según en el resultado obtenido del criterio BIC siguiendo los resultados del modelo de distribución gamma, para el cual el MLG propuesto mostró que todos los factores analizados fueron estadísticamente significativos (Tabla 5). De los efectos analizados se destacó el efecto anual como el más importante, seguido de la interacción año-zona, lo cual corrobora el supuesto que los cambios poblacionales del camarón nailon se han debido más a variaciones locales que globales. De estos resultados, se obtuvo que el efecto batimétrico fue más importante respecto que el efecto espacial, este último al límite de la región de aceptación ( $P = 0,05$ ) (Tabla 5). Lo anterior también se observó en el análisis de devianza, que indicó que al incluir los efectos zona o profundidad (modelo M4) se reduce marginalmente (3%) la devianza total respecto del modelo basado sólo en el efecto año (modelo M1). Sin embargo, al considerar la interacción año-zona se logró una disminución de la devianza inicial en 13%, así como también en el criterio BIC, confirmando con ello la importancia del conjunto año-zona como efecto explicatorio de la CPUTA (Tabla 6).

Por su parte y siguiendo el modelo logístico para describir la variabilidad de la presencia/ausencia de capturas en los lances de pesca, el respectivo análisis de devianza mostró que la predicción en la proporción de lances exitosos mejoró significativamente (reducción de la devianza en 11%) al incorporar la interacción año-zona. Lo mismo sucedió con la reducción del BIC como índice de desempeño de los modelos (Tabla 7).

Los resultados mostraron tendencias en el crecimiento tanto del efecto anual de la CPUTA como la proporción de lances con capturas (Fig. 7). Dichas





**Figura 5.** Ajuste de modelos de densidad teóricos (log-normal y Gamma) para la CPUA de camarón nailon (1998-2006).

**Figure 5.** Fit of theoretical density models (log-normal and Gamma) to the CPUE of nylon shrimp (1998-2006).

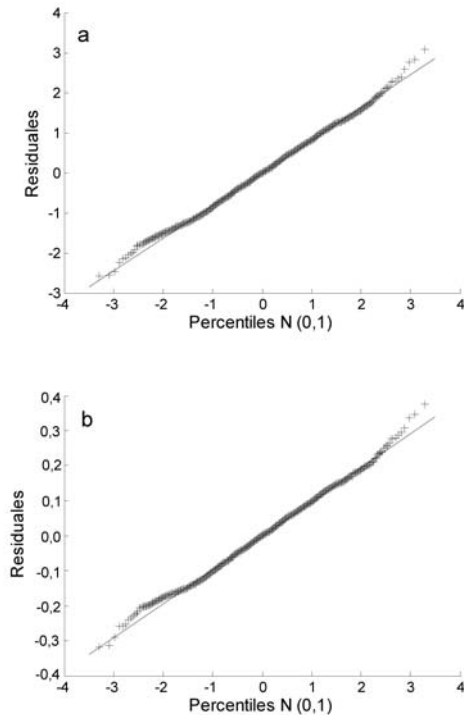
**Tabla 4.** Criterio de información bayesiana (BIC) de los modelos ajustados a los datos de CPUA de camarón nailon (1998-2006).

**Table 4.** Bayesian information criterion (BIC) for the models fit to the CPUE data for nylon shrimp (1998-2006).

| Año  | Modelo     |        |
|------|------------|--------|
|      | Log-normal | Gamma  |
| 1998 | 1.946      | 1.931  |
| 1999 | 1.684      | 1.677  |
| 2000 | 7.327      | 7.366  |
| 2001 | 2.437      | 2.433  |
| 2002 | 10.366     | 10.344 |
| 2003 | 7.073      | 7.018  |
| 2004 | 6.245      | 6.239  |
| 2005 | 7.631      | 7.553  |
| 2006 | 6.202      | 6.131  |

tendencias se observaron en cualquiera de los modelos sin interacciones, con un aumento en el valor estimado de estas variables en un 350% en el período analizado. Lo anterior se tradujo en una relación lineal positiva ( $r^2 = 0,91$ ) la cual, conforme a lo esperado, indicó que la probabilidad o éxito de captura aumentó con la abundancia (Fig. 8a). En definitiva, el modelo Delta sin considerar los efectos de interacción año-zona, señaló que la abundancia relativa (CPUA corregida) de este recurso ha sido linealmente creciente en el tiempo (Fig. 8b).

De acuerdo con el análisis de efecto interacción año-zona (Fig. 9), el crecimiento poblacional del nailon y al igual que su éxito de captura, se explicó por el incremento registrado en las Zonas 2 y 3 (de Coquimbo al sur), y particularmente en la Zona 3 ubicada al sur de los 32°S (Los Vilos) (Fig. 9c). Esta última zona reveló la tendencia anual general de la CPUA considerando toda el área de distribución del camarón nailon.



**Figura 6.** Diagrama cuantil-cuantil entre residuales estimados con el modelo completo (M4) y distribuciones de la variable normal (a) y gamma (b).

**Figure 6.** Quantile-quantile diagram between residuals estimated with the complete model (M4) and distributions of the log-normal (a) and gamma (b) variables.

En otros términos y aún cuando la profundidad y zona, resultaron menos significativos, la CPUA en general aumentó hacia los extremos de la distribución (Zonas 1 y 3), y que la abundancia relativa de la zona central (Zona 2) y sur (Zona 3) equivalen al 67% y 81% de la abundancia localizada en la Zona 1, respectivamente. Estos resultados también mostraron que la población de camarón nailon fue más abundante en profundidades menores a 250 m, mientras que a mayores profundidades la abundancia relativa disminuyó al 76% (Tabla 8).

Por otro lado, la probabilidad de captura mostró que el éxito es máximo ( $P = 0,63$ ) en la zona central (Zona 2) y en el rango 250-350 m, pero decayó hacia los estratos inmediatamente vecinos (Tabla 8).

## DISCUSIÓN

La pesquería de camarón nailon reviste especial importancia tanto para la flota que extrae este recurso, como para las plantas que lo faenan en tierra. Igualmente, este crustáceo destaca en el contexto de las especies extraídas frente a la costa central de Chile, ya que representa un alto porcentaje del total anual de los crustáceos desembarcados.

No obstante, en los últimos 50 años de desembarques de este recurso, muestran bruscas variaciones interanuales. El rápido incremento inicial en las capturas demuestra el interés que despertó su extracción en el sector empresarial, llegando prontamente al límite histórico registrado en 1966 de 11.420 ton. Posteriormente, se observó un persistente descenso en las capturas, las que sólo volvieron a repuntar a partir del 1986, hasta alcanzar un nuevo record de 10.620 ton en 1995, seguido de una nueva caída de los desembarques, con cifras promedio en el últimos quinquenio de 4.000 ton anuales (Fig. 10).

En 1995 esta pesquería fue declarada en plena explotación y sometida a cuotas anuales de captura y en 2001, se incorporó a la medida administrativa de Límite Máximo de Captura por Armador, mediante la cual a cada empresa se le asignaron porcentajes sobre la cuota global anual determinada en relación a su desempeño en los tres años previos. En la actualidad este recurso es extraído por alrededor de 35 naves arrastreras, con puertos base en Coquimbo, Quintero y Tomé.

Debido a las fluctuaciones ya indicadas en los desembarques de esta especie, es importante determinar la situación del stock y, muy en especial, la biomasa vulnerable de esta especie, para que la Autoridad sectorial pueda definir la cuota global anual de captura sobre la base de la mejor información disponible. De allí la relevancia de conocer los factores que inciden en las estimaciones obtenidas en cruceros de evaluación directa que emplean el método de “área barrida” para determinar la biomasa disponible a las redes de arrastre en uso.

En el período analizado, diversas instituciones han ejecutado la evaluación de este recurso empleando diferentes diseños de muestreo, que probablemente han incidido en las estimaciones de biomasa. En efecto, distinta configuración espacial en los diseños de muestreo podrían generar fuentes de error que dificultan una comprensión fidedigna de la señal de abundancia (Gunderson, 1993; ICES, 2004a). Una eventual solución pasaría por la modelación explícita del efecto referido al criterio de análisis de la institución ejecutora; sin embargo, frente a la falta de contraste entre años, se podría llegar a la misma situación de desbalance en la matriz de diseño aludida al efecto buque, debido a que no siempre operaron las mismas naves en los cruceros de evaluación considerados. Por ello y para fines prácticos, se supuso que el diseño de muestreo es parte del error no explicado por el modelo.

El análisis de la información operacional de los cruceros efectuados entre 1998 y 2006 se realizó considerado un modelo lineal generalizado (MLG)

**Tabla 5.** Análisis de varianza de los estratos considerados en el MLG del camarón nailon con datos de CPUA log-transformada.

**Table 5.** Analysis of variance of the strata considered in the GLM fit to the CPUA log-transformed data of the nylon shrimp.

| Fuente      | Suma cuadrados | Grados de libertad | Cuadrados medios | F    | Prob > F |
|-------------|----------------|--------------------|------------------|------|----------|
| Año         | 145,7          | 8                  | 18,2             | 31,0 | < 0,001  |
| Profundidad | 19,4           | 2                  | 9,7              | 16,5 | < 0,001  |
| Zona        | 5,0            | 2                  | 2,5              | 4,2  | 0,015    |
| Año-zona    | 36,5           | 16                 | 5,6              | 9,6  | < 0,001  |
| Error       | 1318,6         | 1.973              |                  |      |          |

**Tabla 6.** Análisis de devianza para diferentes modelos ajustados a la log-CPUA de camarón nailon. A: año, P: profundidad, Z: zona, A/Z: año-zona, BIC: criterio de información bayesiana.

**Table 6.** Analysis of deviance for different models fit to the log-CPUA of the nylon shrimp. A: year, P: depth, Z: zone, A/Z: year-zone, BIC: Bayesian information criterion.

| Modelo | Variables explicatorios | g.l. | Número de parámetros | Devianza (D) | $\Delta D$ (%) | BIC  | F   | p      |
|--------|-------------------------|------|----------------------|--------------|----------------|------|-----|--------|
| M1     | A                       | 1993 | 9                    | 1380         |                | 1399 | 209 | <0,001 |
| M2     | A+P                     | 1991 | 11                   | 1372         | -1             | 1395 | 225 | <0,001 |
| M3     | A+Z                     | 1991 | 11                   | 1352         | -2             | 1375 | 244 | <0,001 |
| M4     | A+P+Z                   | 1989 | 13                   | 1333         | -3             | 1359 | 288 | <0,001 |
| M5     | A+P+Z+A/Z               | 1973 | 29                   | 1201         | -13            | 1259 | 492 | <0,001 |

**Tabla 7.** Análisis de devianza para diferentes modelos ajustados a la presencia/ausencia de capturas en los lances de camarón nailon. A: año, P: profundidad, Z: zona, A/Z: año-zona, BIC: criterio de información bayesiana.

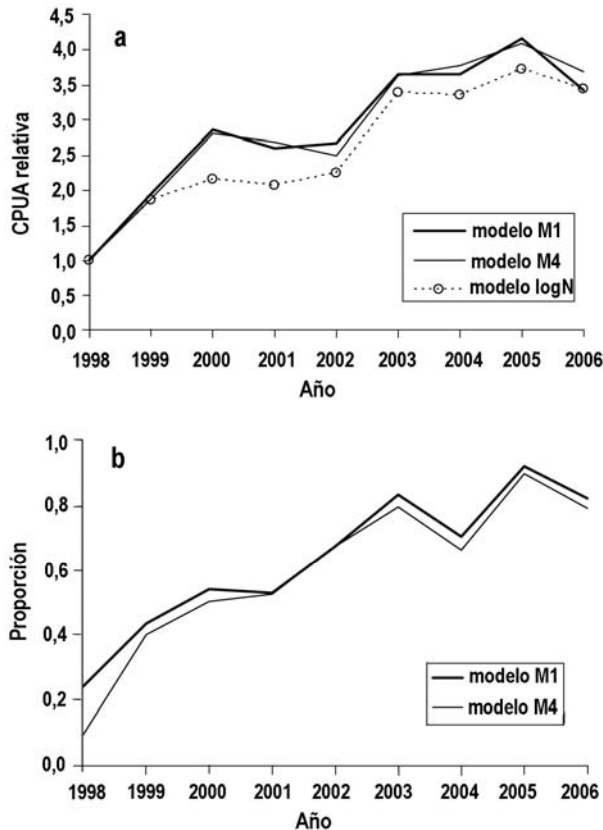
**Table 7.** Analysis of deviance for different models fit to the presence/absence of catches in the hauls for nylon shrimp. A: year, P: depth, Z: zone, A/Z: year-zone, BIC: Bayesian information criterion.

| Modelo | Variables explicatorios | g.l.  | Número de parámetros | Devianza (D) | $\Delta D$ (%) | BIC   |
|--------|-------------------------|-------|----------------------|--------------|----------------|-------|
| M1     | A                       | 4.726 | 9                    | 5.886        |                | 5.905 |
| M2     | A+P                     | 4.724 | 11                   | 5.558        | -6             | 5.580 |
| M3     | A+Z                     | 4.724 | 11                   | 5.690        | -3             | 5.713 |
| M4     | A+P+Z                   | 4.722 | 13                   | 5.391        | -8             | 5.417 |
| M5     | A+P+Z+A/Z               | 4.706 | 29                   | 5.229        | -11            | 5.288 |

(McCullagh & Nelder, 1989), para permitir homologar señales e identificar estadísticamente aquellos factores que determinan la variabilidad de la CPUA. El presente trabajo considera un modelo “Delta” (Stefánsson, 1996; Welsh *et al.*, 1996; Fletcher *et al.*, 2005), donde se modelan de manera independiente los datos con capturas positivas (en este caso mayor a 20 kg), de aquellos lances fallidos que proporcionan información relativa a la probabilidad de captura. Cabe indicar que el criterio de 20 kg para definir lances positivos ha sido empleado por diferentes

instituciones para calificar los lances “con presencia” del recurso (o lance “cero” en este caso), respecto de aquellos lances exitosos. Este criterio está considerablemente por debajo del promedio por lance en capturas comerciales, por lo cual se considera una medida adecuada para definir la presencia o ausencia del recurso en el área estudiada.

Así también, el análisis exploratorio de los datos entregó señales de alto nivel de curtosis y de asimetría, incompatibles con un modelo de distribución normal. Esto motivó un examen previo de

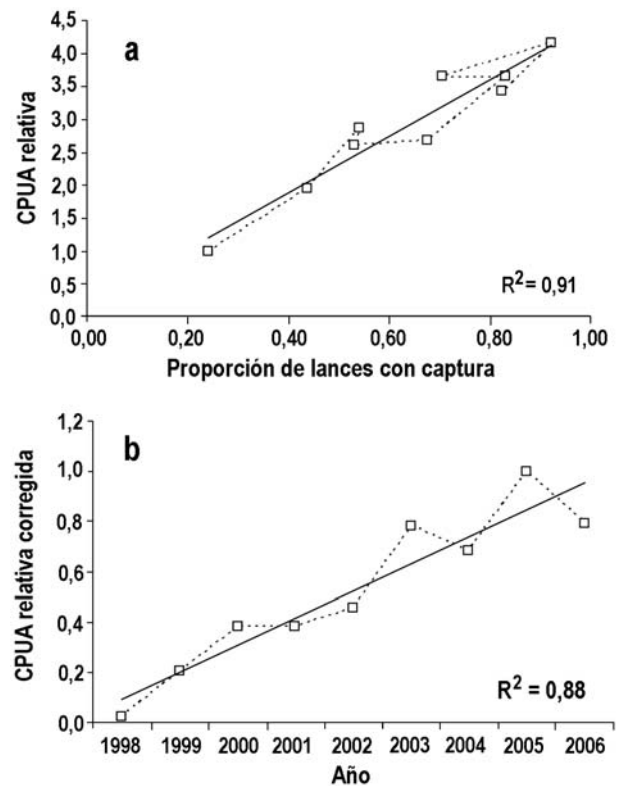


**Figura 7.** a) Predicción de la CPUA relativa anual, y b) proporción de lances con captura de camarón nailon (1998-2006).

**Figure 7.** a) Prediction of the relative annual CPUE, and b) proportion of hauls with nylon shrimp in the catch (1998-2006).

la bondad de ajuste de modelos normal o gamma para la variable log-transformada. El ajuste de estos entregó mayor afinidad con el modelo gamma el cual fue la base del análisis posterior; no obstante, el modelo normal (con función de enlace log) igualmente fue desarrollado en términos comparativos, entregando algunas diferencias en las señales de abundancia. Estos resultados no son extraños si se considera lo señalado por Myers & Pepin (1986) y Steinarsson & Stefánsson (1986), quienes encontraron evidencias que la distribución log-normal no siempre provee las mejores estimaciones de abundancia en algunos peces de fondo, respecto de otras distribuciones como la Weibull o la gamma. Similares resultados han sido encontrados posteriormente por Smith (1990), Myers & Pepin (1991) y Cadigan & Myers (2001).

Por su parte, el MLG aplicado a los datos indicó que, tanto para la variable CPUA como para la proporción de lances con captura, el efecto año es el más significativo seguido por el factor interacción año-zona, lo cual igualmente fue determinado por



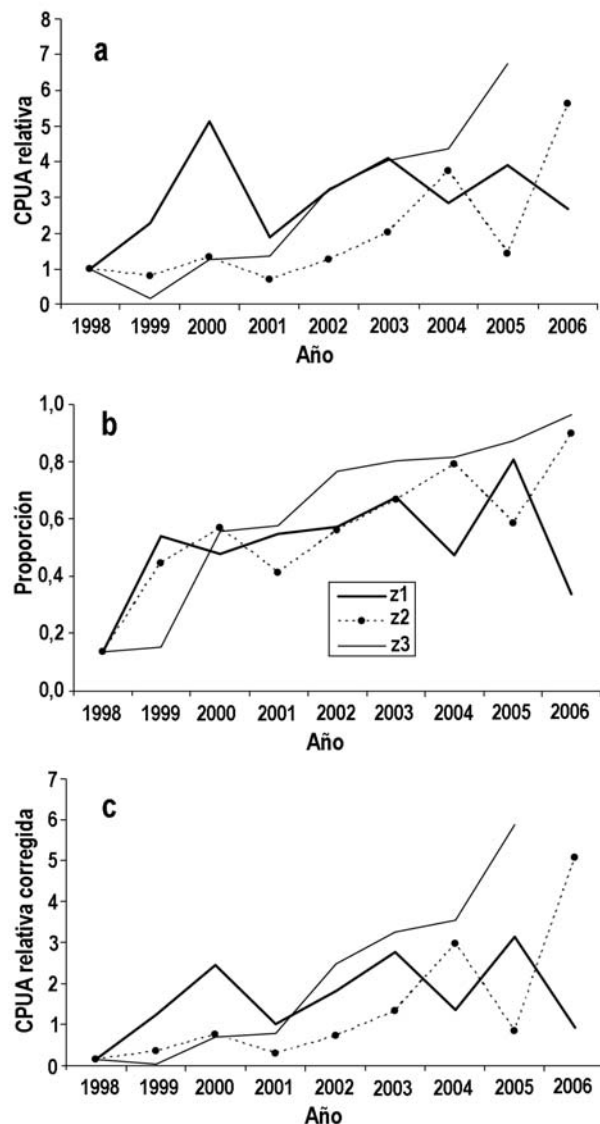
**Figura 8.** a) Relación entre la CPUA relativa anual y de la proporción de lances con captura del camarón nailon, b) tendencia de la CPUA relativa corregida (1998-2006).

**Figure 8.** a) Relationship between the relative annual CPUE and the proportion of hauls with nylon shrimp in the catch, b) tendency of the relative corrected CPUE (1998-2006).

Quiroz *et al.* (2005) en langostino amarillo (*Cervimunida johni*), en la misma área de estudio. Dichos autores también determinaron que el factor zona fue menos explicativo que el efecto batimétrico, lo cual se vio igualmente confirmado en este estudio.

Así, no obstante que la señal global anual de abundancia CPUA mostró un sostenido incremento en el período de análisis, el efecto año-zona establece que el crecimiento poblacional del camarón nailon se focalizó particularmente en la Zona 3, especialmente al sur de Valparaíso ( $32^{\circ}10'S$ ). Esta situación estaría relacionada con las vedas biológicas aplicadas a partir del 2001, que explicaría la recuperación progresiva del recurso en dicha zona. Así también y al igual que la CPUA, el modelo de regresión logístico de proporción de lances con capturas mostró un crecimiento sostenido del efecto anual tanto a nivel espacial como agregado, lo cual indica una mayor probabilidad de capturar este crustáceo cuando aumenta la abundancia.

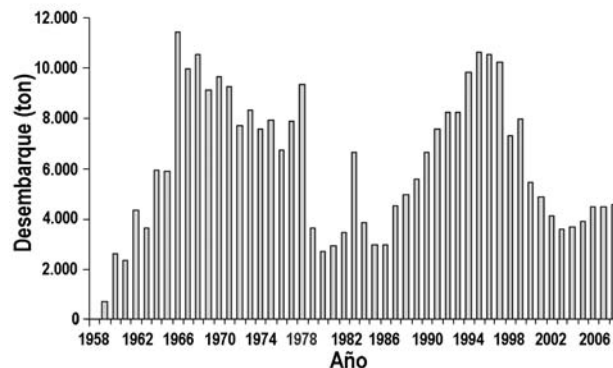
Con relación a los restantes factores considerados, la señal de abundancia (CPUA) mostró que la densidad del recurso disminuye a profundidades



**Figura 9.** a) Predicción de la CPUA, b) proporción de lances con capturas (o probabilidad de captura), y c) CPUA relativa corregida de camarón nailon, por año y zona de pesca.

**Figure 9.** a) Prediction of the CPUA, b) and the proportion of hauls with nylon shrimp in the catch (or the probability of catch), and c) relative corrected CPUA, taken from the effect of the zone-year interaction for nylon shrimp.

mayores a 250 m, estrato que donde se congrega el camarón nailon durante los períodos pre y post reproducción (Arana *et al.*, 1976). Esto se explicaría porque en el período cuando se realizaron los cruceros de evaluación (junio-octubre), el recurso se encontraba en etapa reproductiva, con alto porcentaje de hembras portadoras. De allí que en esos meses el recurso se hallaría mayoritariamente sobre la plataforma continental, con los valores más altos de CPUA en



**Figura 10.** Desembarque anual de camarón nailon (1959-2008).

**Figure 10.** Annual nylon shrimp landings (1959-2008).

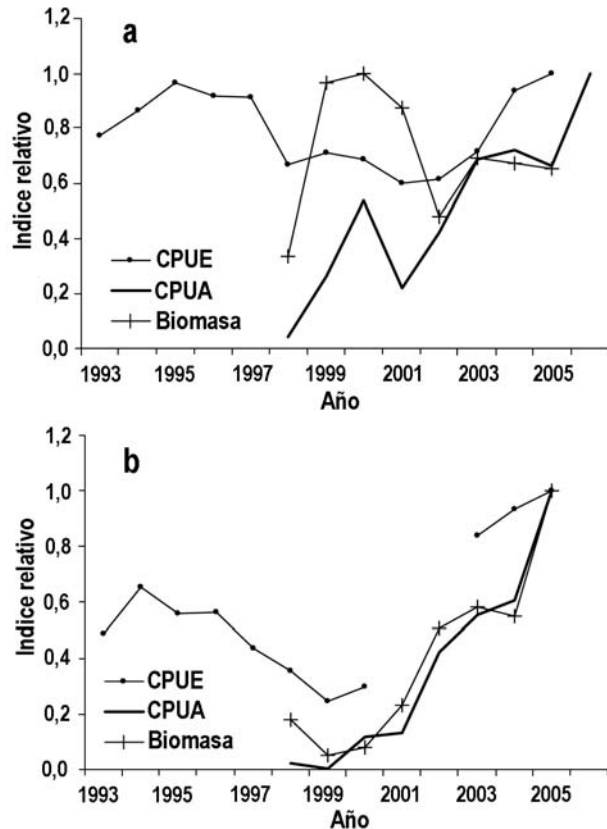
**Tabla 8.** CPUA relativa de camarón nailon y proporción de lances con captura predichos según zona y profundidad.

**Table 8.** Relative CPUA for the nylon shrimp and the proportion of hauls with catch predicted by zone and depth.

|                    |         | CPUA<br>relativa | Proporción de lances<br>con captura<br>( $> 20 \text{ kg lance}^{-1}$ ) |
|--------------------|---------|------------------|---|
| Zona               | 1       | 1,00             | 0,36  |
|                    | 2       | 0,67             | 0,63  |
|                    | 3       | 0,81             | 0,38  |
| Profundidad<br>(m) | 100-250 | 1,00             | 0,22  |
|                    | 250-350 | 0,97             | 0,57  |
|                    | 350-600 | 0,76             | 0,46  |

este rango, lo que fue verificado en este análisis (Tabla 8). De igual modo, el efecto espacial indica que las abundancias son mayores en la Zona 1 (norte) y Zona 3 (sur), corroborando los resultados obtenidos por Canales *et al.* (1999) a partir de información operacional histórica de la flota comercial.

Por otro lado, al comparar la evolución de los principales indicadores de abundancia (CPUA y biomasa) con la CPUE de la flota comercial (Montenegro & Bucarey, 2008), se observa en la zona 3 una notable similitud en las tendencias y variaciones de los tres indicadores considerados en este análisis, pero no así en las Zonas 1 y 2, donde la variaciones en la biomasa no se relacionaron con la CPUE comercial y la CPUA del crucero, aunque estas dos últimas mostraron similitud en sus fluctuaciones (Fig. 11). Si bien la relación entre la CPUE proveniente de la flota y la biomasa evaluada mediante cruceros no necesariamente debe existir cuando la capturabilidad



**Figura 11.** CPUE comercial, CPUA y biomasa anuales estimadas en los cruceros de evaluación directa del camarón nailon (1993-2006). a) zonas 1 y 2, b) zona 3.

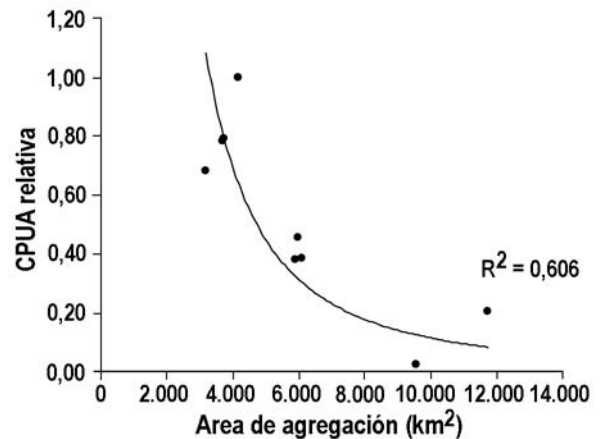
**Figure 11.** Commercial CPUE, CPUA and biomasses estimated on research surveys of nylon shrimp (1993-2006). a) zones 1 and 2, b) zone 3.

es variable, si debiera serlo entre la CPUA y la biomasa. De allí que la situación registrada en las Zonas 1 y 2 podría estar asociada con la distribución espacial del recurso, donde la estrecha plataforma y la menor disponibilidad de fondos adecuados para la realización de los arrastres, puede condicionar los criterios de estimación de los polígonos y de allí el área que cubre cada foco de agregación, influyendo en el cálculo de la biomasa.

Al respecto, Canales & Arana (2009) concluyen que un diseño del tipo estratificado en este tipo de recursos podría ser el adecuado, cuando se trata de reducir el error de estimación debido a una distribución espacial irregular. Igualmente, ICES (2004b) recomienda fijar la superficie o área empleada para el cálculo de la biomasa, a objeto de reducir de este modo, el error en la interpretación de los estimados de la superficie bajo distintos criterios. En este sentido, ICES (2004b) propone fijar la posición espacial de las estaciones de muestreo a objeto que las variaciones detectadas en la abundancia relativa o

CPUA puedan ser interpretados como cambios efectivos en la población. Esto último se sugiere frente a las evidencias encontradas, que el camarón nailon distribuido al norte de los 32°S (Zonas 1 y 2), presenta variaciones en capturaridad y área de concentración de manera inversa con los cambios en abundancia (Fig. 12), situación que fue previamente advertida por Perez & Defeo (2003) y Perez (2005).

Consecuente con lo anterior y frente a todas las fuentes de variabilidad mencionadas, se considera que los estimados de CPUA obtenidos en el presente trabajo, pueden ser interpretados de mejor forma como medidas estandarizadas de abundancia relativa. Como resultado del presente análisis, se determina que la CPUA constituye mejor opción para el análisis y seguimiento de los cambios poblacionales de camarón nailon, al ser comparable en el tiempo y funcionales para su manejo.



**Figura 12.** Relación entre el área de agregación y el estimado de CPUA relativa anual del camarón nailon.

**Figure 12.** Relationship between the aggregation area and the estimated relative annual CPUA for nylon shrimp.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen al Fondo de Investigación Pesquera (FIP) el haber facilitado las bases de datos correspondientes a los cruceros de evaluación directa del camarón nailon. Así también al Sr. Sergio Salinas por su colaboración en la revisión y estandarización de los datos y a los Ing. Carlos Montenegro y Juan Carlos Quiroz, por sus valiosas observaciones al trabajo realizado.

## REFERENCIAS

Acuña, E., E. Pérez, M. Berríos, L. Cid, J. Moraga, A. Mujica & R. Alarcón. 2000. Evaluación directa de

- camarón nailon entre la II y VIII Regiones, 1999. Informe Final Proyecto FIP-IT/99-08: 214 pp.
- Acuña, E., H. Arancibia, L. Cid, R. Alarcón, L. Cubillos & A. Sepúlveda. 2002. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2001. Informe Final Proyecto FIP IT/2001-05: 209 pp.
- Acuña, E., J.C. Villarroel, A. Cortés, R. Alarcón, L. Cid, H. Arancibia, R. León, L. Cubillos, R. Bahamonde, C. Canales, C. Montenegro, B. Leiva & F. Contreras. 2007. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2006. Informe Final Proyecto FIP IT/2006-11: 275 pp.
- Arana, P., L. Noziglia & G. Yany. 1976. Crecimiento, reproducción, factor de condición y estructura poblacional del camarón nylon (*Heterocarpus reedi*) (Crustacea, Decapoda, Caridea). *Cienc. Tecnol. Mar.*, 2: 2-98.
- Arana, P., M. Ahumada & A. Guerrero. 2003. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2002. Informe Final Proyecto FIP N°2002-05. *Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valpo.*, 05/2003: 318 pp.
- Arana, P., M. Ahumada, A. Guerrero, S. Palma, P. Rosenberg, T. Melo, D. Queirolo, R. Bahamonde, M.A. Barbieri & C. Canales. 2004. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2003. Informe Final Proyecto FIP 2003-05. *Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valpo.*, 06/2004: 297 pp.
- Arana, P., M. Ahumada, S. Palma, T. Melo, D. Queirolo, A. Guerrero, R. Bahamonde, M.A. Barbieri, J. Cortés, J.C. Quiroz & B. Leiva. 2005. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2004. Informe Final Proyecto FIP 2004-10. *Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valpo.*, 18/2005: 263 pp.
- Arana, P., M. Ahumada, A. Guerrero, T. Melo, D. Queirolo, M.A. Barbieri, R. Bahamonde, C. Canales & J.C. Quiroz. 2006. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones, año 2005. Informe Final Proyecto FIP 2005-08. *Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valpo.*, 10/2006: 368 pp.
- Brynjarsdóttir, J. & G. Stefánsson. 2004. Analysis of cod catch data from Icelandic groundfish surveys using generalized linear models. *Fish. Res.*, 70: 195-208.
- Cadigan, N. & R. Myers. 2001. A comparison of gamma and log-normal maximum likelihood estimators in a sequential population analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 58: 560-567.
- Canales, C. & P. Arana. 2009. Desempeño de dos diseños de muestreo empleados en la evaluación de crustáceos demersales mediante el método de área barrida. *Lat. Am. J. Aquat. Res.*, 37(2): 211-219.
- Canales, C., C. Montenegro, T. Peñailillo, H. Pool & C. Vicencio. 1999. Evaluación indirecta del stock de camarón nailon en el litoral de la II a VIII Regiones. Informe Final Proyecto FIP N°97-24: 237 pp.
- Dick, E.J. 2004. Beyond 'lognormal versus gamma': discrimination among error distributions for generalized linear models. *Fish. Res.*, 70: 351-366
- 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., Pont. Univ. Católica Valpo.*, 21/2000: 216 pp.
- Fletcher, D., D. Mackenzie & E. Villouta. 2005. Modelling skewed data with many zeros: A simple approach combining ordinary and logistic regression. *Environ. Ecol. Statist.*, 12: 45-54.
- Gunderson, D.R. 1993. Surveys of fisheries resources. Wiley & Sons, New York, 256 pp.
- Hinton, M. & M. Maunder. 2004. Methods for standardizing CPUE and how to select among them. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 56(1): 169-177.
- International Council for the Exploration of the Sea (ICES). 2004a. Report of the workshop on survey design and data analysis (WKSAD). *ICES CM 2004/B07*: 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.
- Maunder, M.N. & P.J. Starr. 2003. Fitting fisheries models to standardized CPUE abundance indices. *Fish. Res.*, 63(1): 43-50.
- Maunder, M.N. & A.E. Punt. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.*, 70: 141-159.
- Melo, T., D. Queirolo, C. Hurtado & E. Gaete. 2004. Determinación *in situ* del contacto de redes de arrastre de fondo. *Invest. Mar., Valparaíso*, 32(2): 91-97.
- McCullagh, P. & J.A. Nelder. 1989. Generalized linear models. Chapman & Hall, New York, 511 pp.
- Montenegro, C. & D. Bucarey. 2008. Investigación evaluación de stock y CTP camarón nailon 2008. Informe Final, Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), 64 pp.
- Myers, R. & P. Pepin. 1986. The estimation of population size from research surveys using regression models. *ICES C.M.* 1986/D: 9 pp.
- Myers, R. & P. Pepin. 1991 Reply to: on testing the robustness of log-normal-based estimators. *Biometrics*, 47: 1623-1624.
- Quiroz, J.C., R. Wiff & C. Montenegro. 2005. Factores que afectan las tasas de captura de langostino amarillo (*Cervimunida johni*) en la zona norte de Chile. *Invest. Mar., Valparaíso*, 33(1): 43-55.

- Pérez, E. 2005. Un modelo simple para describir la dinámica de la biomasa del camarón nailon *Heterocarpus reedi* en Coquimbo, Chile. Invest. Mar., Valparaíso, 33(2): 131-142.
- Pérez, E. & O. Defeo. 2003. Time-space variation in the catchability coefficient as a function of catch per unit of effort in *Heterocarpus reedi* (Decapoda, Pandalidae) in north-central Chile. Interciencia, 28: 178-182.
- Quiroz, J.C., R. Wiff & C. Montenegro. 2005. Factores que afectan las tasas de capturas de langostino amarillo (*Cervimunida johni*) en la zona norte de Chile. Invest. Mar., Valparaíso, 33(1): 43-55.
- Punt, A.E., T.I. Walker, B.L. Taylor & F. Pribac. 2000. Standardization of catch and effort data in a spatially-structured shark fishery. Fish. Res., 45: 129-145.
- Ricker, W.E. 1975. Computational and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Bd. Can., 191: 382 pp.
- Roa, R., F. Tapia, L. Cid, I. Lépéz, C. Díaz & H. Arancibia. 1999. Evaluación directa de camarón nailon entre la II y VIII Regiones. Informe Final Proyecto FIP-IT/98-03: 138 pp.
- Servicio Nacional de Pesca (SERNAPESCA). 2006. Anuario estadístico de pesca. Servicio Nacional de Pesca, Valparaíso [www.sernapesca.cl].
- Smith, S.J. 1990. Use of statistical models for the estimation of abundance from trawl survey data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 894-903.
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. ICES J. Mar. Sci., 53: 577-588.
- Steinarsson, B. & G. Stefánsson. 1986. Comparison of random and fixed trawl stations in Icelandic groundfish surveys and some computation considerations. ICES C.M. 1986/D: 13 pp.
- Schwarz, G.E. 1978. Estimating the dimension of a model. Ann. Statist., 6(2): 461-464.
- Welsh, A.H., R.B. Cunningham, C.F. Donnelly & D.B. Lindenmayer. 1996. Modelling the abundance of rare species: statistical models for counts with extra zeros. Ecol. Model., 88: 297-308.

Received: 24 March 2008; Accepted: 26 July 2010