

Research Article

Estimación de la biomasa de langostino amarillo (*Cervimunida johni*), aplicando Modelo Lineal Generalizado a registros de captura por área barrida en la zona central de Chile

Cristian Canales^{1,2} & Patricio M. Arana¹

¹Escuela de Ciencias del Mar, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
P.O. Box 1020, Valparaíso, Chile

²Departamento de Evaluación de Recursos, División de Investigación Pesquera
Instituto de Fomento Pesquero, Blanco 839, Valparaíso, Chile

RESUMEN. La información obtenida en cruceros de evaluación directa de langostino amarillo (*Cervimunida johni*) realizados en la zona central del Chile (32°-38°S) entre 1997 y 2009, permitió modelar los cambios en la densidad anual de este recurso mediante Modelo Lineal Generalizado (MLG). El objetivo de este enfoque fue tanto minimizar el efecto de los distintos criterios y diseños de muestreo que han sido empleados en el tiempo, como también determinar los efectos que explican las variaciones en la densidad de este recurso. Lo anterior permitió estimar el valor esperado de la densidad anual para el cálculo de biomasa mediante el método de “área barrida”. Los registros lance a lance de captura por unidad de área barrida (CPUA) permitieron la identificación y medición de los focos de abundancia, además de caracterizar la distribución y área que ha ocupado el recurso en el tiempo. El MLG identificó como efectos significativos el año, la zona, la profundidad, y las interacciones anuales de primer orden, explicando con ello el 43% de la devianza residual del modelo. Los principales efectos que explican las variaciones de la CPUA son el año y la interacción año-zona. Se determinó que la zona con mayor abundancia promedio corresponde a la delimitada entre 32° y 34°S, de igual manera que en el rango de profundidad menor a 250 m. Dentro del período analizado, se determinó que la población de este recurso incrementó en biomasa de manera sostenida hasta el 2006, principalmente en la zona norte del área de estudio, seguida de una fuerte reducción que al 2009 equivale al 75% respecto del máximo, reflejada en una biomasa de 11.000 ton.

Palabras clave: evaluación directa, método de área barrida, CPUA, modelo lineal generalizado, langostino amarillo, *Cervimunida johni*, Chile.

Estimating yellow squat lobster (*Cervimunida johni*) biomass by applying a generalized linear model to catch records per swept area in central Chile

ABSTRACT. Changes in the annual density of the yellow squat lobster (*Cervimunida johni*) were modeled using a generalized linear model (GLM), using information obtained during direct stock assessment cruises carried out in central Chile (32°-38°S) between 1997 and 2009. The purpose of this approach was to minimize the effect of different sampling criteria and designs that have been used over time and to determine the factors explain in variations in the density of this resource. The above approach allowed estimating the expected value of the annual density for the biomass calculation through the “swept area” method. By using the haul-to-haul records of catch per unit of the swept area (CPUA), it was possible to identify and measure the points of abundance and characterize the distribution and area occupied by the resource over time. The significant effects identified by the GLM were the year, zone, depth, and first-order annual interactions; which explained 43% of the residual deviance in the model. The main effects that explain the CPUA variations are the year and the year-zone interaction. The zone with the greatest average abundance was located between 32° and 34°S; the same was for the depth range <250 m. Within the period analyzed, the biomass of the population of this resource increased steadily until 2006, mainly in the northern zone of the study area, followed by a sharp reduction 2009, that is 75% compared to the maximum and results in a biomass of 11,000 ton.

Keywords: direct stock assessment, swept area method, CPUA, generalized lineal model, squat lobster, *Cervimunida johni*, Chile.

Corresponding author: Cristian Canales (cristian.canales@ifop.cl)

INTRODUCCIÓN

En la costa central de Chile, reciben el nombre de langostinos dos especies de crustáceos Galatheidae; el langostino colorado (*Pleuroncodes monodon*) y el langostino amarillo (*Cervimunida johni*). Ambos langostinos, junto al camarón nailon (*Heterocarpus reedi*), constituyen especies objetivo de un número importante de barcos arrastreros y empresas localizadas en Coquimbo, Quintero y Tomé, que extraen y faenan estos organismos y cuya producción es exportada a diferentes países, representando una actividad económica relevante para todos los que intervienen o están vinculados a ella.

La pesquería de ambos langostinos se remonta a 1953, cuando comenzaron a ser extraídos frente a Valparaíso, en forma paralela a la explotación de la merluza común (*Merluccius gayi gayi*). A partir de 1972, las estadísticas de captura comienzan a diferenciar, en forma separada a nivel nacional, los desembarques de ambas especies, destacando la obtención en 1997 de un desembarque record de langostino amarillo de 10.322 ton. Luego de la entrada en vigencia de la nueva Ley General de Pesca y Acuicultura (1996), la pesquería de langostino amarillo fue dividida en dos unidades, definiéndose el área entre 32°10'S y 38°28'S como la Unidad de Pesquería Sur, motivo de la presente investigación.

Dicha unidad de pesquería fue declarada en Régimen de Recuperación y sometida a la adjudicación de Permisos Extraordinarios de Pesca mediante subasta pública, fijándose en 1997 la primera cuota global anual en forma específica, de 3.700 ton, incrementándose el año siguiente a 4.200 ton. A partir de 2001, esta unidad de pesquería se cerró a la pesca de ambos langostinos mediante la aplicación de veda biológica, al determinarse que ambas especies se encontraban fuertemente disminuidas en su abundancia (ECM, 2000b). La pesca comercial se reinició el 2008, dada algunas evidencias que el recurso mostraba signos de recuperación (Arana *et al.*, 2006, 2007). Lo anterior, permitió fijar una cuota global anual de 2.500 ton, mantenida en igual magnitud en los años posteriores (SUBPESCA, 2010).

El langostino amarillo es un crustáceo bentónico que se encuentra en sustratos fangosos y duros, sobre la plataforma continental y la parte superior del talud,

en profundidades entre 150 y 500 m. Puede alcanzar una longitud cefalotorácica de 58 mm y hasta 70 g de peso individual. La madurez la alcanza en un rango de 21 a 30 mm de longitud de caparazón, que corresponde a edades que varían entre 3 y 4 años. El período de portación de huevos se extiende principalmente entre mayo y octubre, y la eclosión larvaria ocurre entre octubre y diciembre. Este recurso se caracteriza por presentar densas agrupaciones que cubren extensas áreas del fondo marino, lo que motiva el interés por su extracción. De esta manera, una vez localizados los focos de concentración, la posibilidad que resulten lances fallidos o con captura 0 es baja o nula.

Entre 1997 y 2009, para evaluar la biomasa vulnerable de este recurso, diversas instituciones realizaron cruceros de evaluación directa mediante el método de área barrida. Estos estudios, financiados mayoritariamente por el Fondo de Investigación Pesquera (FIP) de Chile, fueron realizados sin considerar necesariamente criterios estandarizados respecto del análisis de la información, situación que introduce incertidumbre respecto de la correcta interpretación de las variaciones en las estimaciones de biomasa anual. En este sentido, el presente estudio tiene por objetivo modelar los cambios históricos en la densidad espacial de este recurso, mediante el empleo de un Modelo Lineal Generalizado (MLG), para determinar las biomasa vulnerables anuales y los principales efectos que las explican, considerándose para el efecto un criterio único para la determinación de las áreas de agregación y de un modelo estadístico para la estimación de la densidad anual.

MATERIALES Y MÉTODOS

Información utilizada

Se utilizaron datos recopilados en cruceros de proyectos FIP dirigidos a la evaluación directa de langostino amarillo (*Cervimunida johni*) mediante el método de área barrida, que se efectuaron periódicamente entre 1997 y 2009, sobre la plataforma continental frente a la costa central de Chile (Roa *et al.*, 1998; ECM, 2000a, 2000b; Canales *et al.*, 2002, 2003; Bahamonde *et al.*, 2004; Acuña *et al.*, 2005, 2007, 2008, 2009a, 2009b). Dado que algunos cruceros incluyeron arrastres en la zona norte del país,

para el procesamiento de la información se consideraron únicamente lances realizados entre 32° y 38°S. Los datos utilizados fueron extraídos de las bitácoras de pesca donde se registra la información de cada lance de arrastre: nombre del buque utilizado, fecha y hora, posición geográfica al inicio y al término del lance, tiempo operacional (min), velocidad de arrastre (nudos), profundidad inicial y final (m) y captura (kg).

Destaca que estos cruceros han sido efectuados por diversas instituciones y buques en el área acotada entre 32° y 38°S (Fig. 1), y han seguido distintos tipos de diseños de muestreo, ya sea de tipo estratificado como variante al aleatorio estratificado o bien sistemático. Durante el período de análisis se efectuaron 12 cruceros con un total de 3.946 lances, realizados principalmente durante el segundo semestre de cada año (Tabla 1). Dependiendo del diseño de muestreo y de las restricciones operativas y financieras, el número de lances en cada oportunidad fluctuó entre 97 (1997) y 491 arrastres (2002).

Tratamiento del esfuerzo de pesca

El esfuerzo de pesca de cada lance se mide en términos del área barrida por la red en lances de pesca que, por lo general, fluctúan en torno a los 30 min de duración. El área barrida corresponde al resultado entre la distancia recorrida durante el tiempo del lance y la abertura horizontal de la boca de la red. A su vez, esta abertura corresponde al valor promedio registrado en los lances de pesca monitoreados con ese propósito.

En los cruceros realizados hasta el año 2004 se consideró que la distancia recorrida en un lance correspondía a la comprendida desde el frenado del winche hasta el inicio del virado de la red. Sin embargo, evidencias posteriores, basadas en experimentos con sensores adosados a la red, permitieron corregir este supuesto, demostrando que de acuerdo a la profundidad de trabajo en esta especie, la red toca fondo en promedio después de 10 min que se frena el winche (Melo *et al.*, 2004). Esta premisa indica que antes del 2005, para un lance de investigación promedio de 30 min, la duración de cada lance habría estado sobreestimada en un 50%.

A partir de 2005, los cruceros realizado por la Universidad Católica del Norte (Acuña *et al.*, 2005, 2007, 2008, 2009a, 2009b, 2010) consideraron estos antecedentes y confirmaron los resultados de Melo *et al.* (2004). En el presente trabajo se supone que el efecto de sobre-estimación del tiempo de arrastre promedio se puede extrapolar a todos los lances realizados entre 1997 y 2004, motivo por el cual el tiempo de arrastre de dichos lances fue multiplicado por un factor de 0,66. Esta estimación incide propor-

cionalmente en una menor área de arrastre y valor de CUPA 1,5 veces mayor, con lo cual las estimaciones de biomasa de ese período pudieron haber estado subestimadas.

Cabe señalar que en todos estos estudios no se han empleado los mismos buques pesqueros, los que además no han cubierto las mismas áreas todos los años. En este trabajo se supone implícitamente que las diferencias en las captura por unidad de esfuerzo entre buques son explicadas mayoritariamente por variaciones espacio-temporales del recurso, más que por atributos referidos al poder de pesca de los buques que intervienen en su captura. En estos cruceros se han dirigido lances de pesca estandarizados en tiempo y velocidad de arrastre (2,5 nudos), con redes de pesca cuyos diseños han permanecido inalterables durante el tiempo de investigación. Los buques que han operado en estos estudios tienen una potencia promedio de 413 HP y un coeficiente de variación $cv = 8,8\%$, en tanto que a partir de las diversas fuentes de información disponibles (Tabla 1), el valor promedio de la abertura entre alas (APA) de las redes se estimó en 12,8 m y una desviación estándar de 0,33 m ($cv = 2,5\%$). La baja variabilidad de la potencia de estos buques, como el tamaño de las redes antes destacada, corrobora la homogeneidad de la flota en su poder de pesca y en los artes de pesca utilizados.

Estimación de biomasa

La biomasa estimada por el método de “área barrida” y su respectivo coeficiente de variación en un año t en particular se definen por:

$$B_t = \sum_{i=1}^z a_{i,t} E(CPUA_{i,t}) \quad (1)$$

$$cv(B_t) = \frac{1}{B_t} \sqrt{\sum_{i=1}^z a_{i,t}^2 v(CPUA_{i,t})} \quad (2)$$

donde, $E(CPUA_{i,t})$ es el valor esperado de la captura por área barrida estimada en el estrato i y año t , z corresponde al número total de estratos, a es la superficie del respectivo estrato y v es la función de varianza. En este caso, el valor esperado de la CUPA y su varianza se estimó mediante Modelo Lineal Generalizado (MLG), según se detalla más adelante.

Definición de los estratos

Los estratos o zonas fueron definidos por rangos latitudinales, de manera que la superficie o área involucrada en la ecuación 1 corresponde a la suma de las áreas individuales “ s ” de cada agregación o foco de abundancia “ j ” contenidas en un determinado estrato y año.

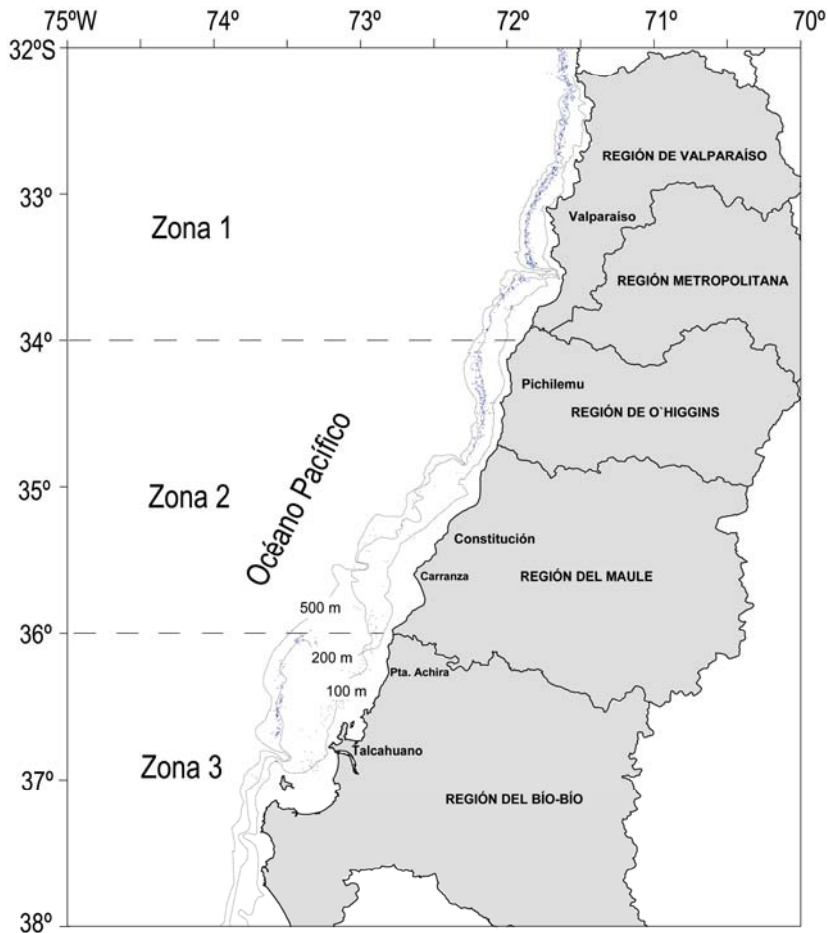


Figura 1. Área de estudio y distribución de los lances de pesca con captura considerados en el análisis.

Figure 1. Study area and distribution of fishing hauls with catch considered in the analysis.

$$a_{i,t} = \sum_{j=1} s_{i,j,t} \quad (3)$$

Las agregaciones corresponden al conjunto de lances vecinos que determinan la presencia del recurso acotada en el espacio, y son delimitadas por un polígono irregular de trazos rectos, donde la posición de sus vértices está dada por la geometría que sugieren la posición de los lances con capturas (Fig. 2). La superficie de cada agregación y estrato resulta dinámica en el tiempo por cuanto son estimadas todos los años siguiendo el mismo criterio.

En este trabajo se discriminan los datos de lances con y sin capturas, tanto para modelar la CPUTA como para delimitar los bordes de los polígonos de agregación y estimaciones de áreas “ a ”. Al respecto, en este tipo de cruceros se considera un lance “positivo” o con captura aquel que retiene a lo menos 25 kg por lance (ECM, 2000a, 2002b; Canales *et al.*, 2002, 2003; Bahamonde *et al.*, 2004; entre otros), que

en términos prácticos corresponde al peso seco de una caja de estiba llena. El promedio del esfuerzo por lance es de 0,016 km² “barridos”, por lo que el criterio de corte equivale, en la escala de CPUTA, a una densidad mínima de 1,5 ton km⁻².

Modelación estadística y supuestos

A menudo, la modelación estadística de las tasas de captura se efectúa mediante un Modelo Lineal Generalizado (MLG) (McCullagh & Nelder, 1989; Gavaris, 1980; Hilborn & Walters, 1992; Punt *et al.*, 2000; Helser *et al.*, 2004), porque el análisis de regresión clásico considera supuestos difíciles de sustentar, que corresponden a la distribución normal de los errores, varianza constante y relación lineal entre la variable respuesta vs variables independientes. La modelación de la CPUTA busca no solo identificar y evaluar aquellos factores que explican sus cambios en el tiempo y espacio, y, particularmente en este trabajo, proveer el valor esperado de la densidad a ser

Table 1. Cruceiros de evaluación de stock de langostino amarillo, 1997-2009. Se indica año de realización, institución responsable, embarcaciones utilizadas, período de ejecución, biomasa promedio en el área global estudiada y autor.

Table 1. Stock assessment cruises for yellow squat lobster, 1997-2009, indicating the year carried out, responsible institution, vessels used, execution period, average biomass in the global study area, and author.

Año de ejecución	Institución	Embarcaciones	Período	Número de lances	Biomasa promedio ⁽¹⁾ (ton)	Autor
1997	UDEC	PAM: Antares, Rigel	Sep - Oct	97	26.810	Roa <i>et al.</i> (1998)
1999	PUCV	PAM: Cachagua, Tiberiades, Maitén	Ago - Oct	309	1.633	ECM (2000a)
2000	PUCV	PAM: Tiberiades, Sunnan II	Jun - Jul	352	4.724	ECM (2000b)
2001	IFOP	PAM: Isabel S, Isla Lennox; L/M: Chubasco	Jul - Sep	175	6.292	Canales <i>et al.</i> (2002)
2002	IFOP	PAM: Isla Lennox, Foche	Ago - Oct	491	7.133	Canales <i>et al.</i> (2003)
2003	IFOP	PAM: Don Stefan; L/M: Amancay I	Ago - Sep	260	7.639	Bahamonde <i>et al.</i> (2004)
2004	UCN	PAM: Foche; L/M: Isabel S	Abr - Jul	410	22.610	Acuña <i>et al.</i> (2005)
2005	UCN	PAM: Foche; L/M: Trauwun	Abr - Jul	409	24.000	Acuña <i>et al.</i> (2008)
2006	UCN - UDEC	PAM: Foche; L/M: Oriente	May - Ago	418	44.522	Acuña <i>et al.</i> (2007)
2007	UCN - UDEC	PAM: Foche; L/M: Isabel S	Jul - Oct	376	39.776	Acuña <i>et al.</i> (2009a)
2008	UCN - UDEC	PAM: Foche; L/M: Isabel S	Jun - Sep	335	19.532	Acuña <i>et al.</i> (2009b)
2009	UCN - UDEC	PAM: Foche, Don José Miguel	Jul - Nov	314	34.564	Acuña <i>et al.</i> (2010)

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

PAM: Pesquero de alta mar, L/M: Lancha a motor. PAM: High seas fishing vessel, L/M: Motor boat. (1) Corresponde al valor promedio de diversos estimadores.

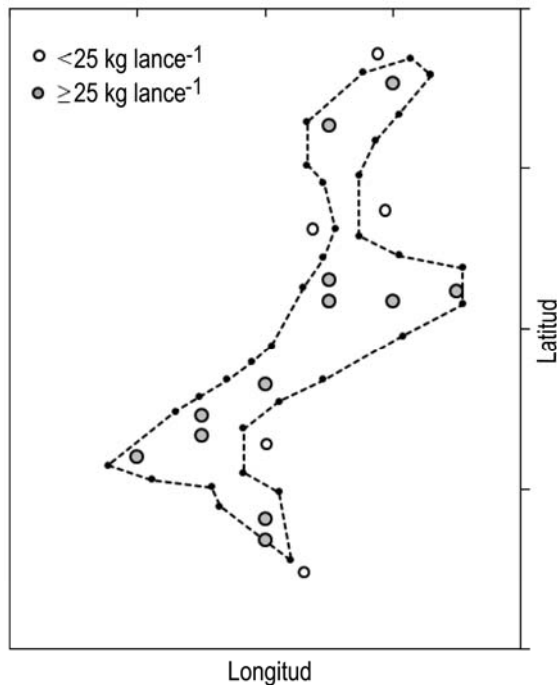


Figura 2. Ejemplo de delimitación de una agregación por medio de un polígono irregular. Los círculos corresponden a los lances y los puntos a los vértices del polígono.

Figure 2. Example of delimitation of an aggregation by means of an irregular polygon. Circles indicate hauls with catch and dots show the vertices of the polygon.

empleada en la estimación de la biomasa según el método de “área barrida”. Particular atención tiene el factor o efecto anual, comúnmente empleado como índice de abundancia relativa, para determinar el *status* poblacional de un recurso (Hinton & Maunder, 2004).

Por otra parte, es sabido que en las operaciones de pesca puede existir una importante proporción de lances sin capturas y el resto, suelen estar determinadas por valores que siguen una distribución de probabilidad asimétrica (Maunder & Starr, 2003, entre otros). Stefansson (1996), Welsh *et al.* (1996) y Fletcher *et al.* (2005) sugieren que los lances sin capturas deberían ser modelados de manera independiente a los lances con capturas, siguiendo el modelo Delta (Aitchison & Brown, 1957). Sin embargo, en este estudio, dicho procedimiento no es considerado debido a tres razones fundamentales: a) la CPUA empleada en el cálculo de la biomasa proviene de las agregaciones (polígonos) donde predominan los lances con capturas; b) la superficie de estas agregaciones son dinámicas en el tiempo en respuesta al desempeño espacial de los lances con capturas; y c) los distintos diseños de muestreo tienen influencia

directa en la proporción de lances con y sin captura. Por ejemplo, en un diseño de muestreo sistemático se obtiene una mayor proporción de lances con capturas respecto de un diseño adaptativo (Canales & Arana, 2009).

Para la modelación de densidad CPUA de los lances con capturas se han propuesto distribuciones asimétricas como Gamma o log-normal. Esta premisa se cumple siempre que la función de varianza ($V(Y)$) sea proporcional al cuadrado de la media ($E(Y)^2$), es decir $V(Y) = \phi E(Y)^2$, cuya demostración sólo permite excluir otras distribuciones que pudieran ser consideradas para estos efectos (Stefansson, 1996; Punt *et al.*, 2000; Brynjarsdóttir & Stefansson, 2004; entre otros). La selección de la mejor distribución se realiza por medio de un análisis de bondad de ajuste de éstas sobre los datos de CPUA. A su vez, el ajuste de estos modelos se realiza por el método de Máxima Verosimilitud y, para la selección final, se emplea el Criterio de Información de Schwarz (SIC) (Schwarz, 1978), conocido como Criterio de Akaike (AIC), según se explica más adelante.

Cabe indicar que el modelo log-normal no pertenece a la familia exponencial, que es requisito para aplicar un MLG, pero se ha demostrado que el efecto de los estratos considerados para la explicar la CPUA sigue formas multiplicativas en la escala original, lo cual equivale a una expresión aditiva en la escala logarítmica con distribución de la variable de tipo gaussiana (Brynjarsdóttir & Stefansson, 2004). De esta forma, la variable a modelar corresponde al logaritmo natural de la CPUA ($\log(\text{CPUA})$) que se supone es explicado por efectos que, en el caso de estudio, corresponden al año, zona de pesca, profundidad e interacciones entre alguno de ellos. El MLG para los lances con capturas queda representado por tres componentes; primero, un predictor lineal que en forma vectorial se expresa como:

$$\eta_i = x_i' \beta \quad (4)$$

donde, x_i es el vector de “regresores” definido con valores dicotómicos (0 y 1) para cada lance con pesca i y β son los coeficientes de los respectivos efectos. Lo mismo se representa como una expresión lineal aditiva

$$\eta_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_{i,j} \quad (5)$$

donde, j asigna el efecto y β_0 es el intercepto equivalente al valor esperado de $\log(\text{CPUA})$ en el conjunto de efectos considerados de referencia.

Segundo, se define una función de enlace $g(\cdot)$ para convertir el valor esperado de la variable de interés $\mu_i = E(\log\{\text{CPUA}_i\})$ en el predictor lineal η_i

$$g(\mu_i) = \eta_i \quad (6)$$

con la cual, al emplear la función de enlace identidad, se obtiene que:

$$\hat{\mu} = \hat{\eta} \quad (7)$$

Finalmente, el tercer componente se relaciona con la forma en que la varianza depende de la media. El segundo y tercer componente del MLG dependen fundamentalmente de la distribución que siga la variable de interés perteneciente a la familia exponencial. El estimador del valor esperado de la CPUA de lances “positivos” queda entonces definido por:

$$\hat{\mu}_i = \exp(x'_i \beta + \frac{\hat{\sigma}^2}{2}) \quad (8)$$

donde σ^2 representa la varianza estimada a partir de los residuales del modelo.

Para llevar adelante este trabajo se utilizó la plataforma de modelamiento estadístico R (www.r-project.org). El análisis de MLG consideró efectos o factores de referencia correspondientes a las celdas con mayor representatividad en las repeticiones de eventos. La contribución de los efectos en el modelo fue evaluada mediante Análisis de Devianza y confirmados por un análisis “paso a paso” basado en los cambios del Criterio de Información de Akaike (AIC). Esto último, corresponde al uso de la función en R “step AIC” de la librería “Mass”, la cual excluye e incluye secuencialmente los efectos a partir del modelo con más bajo AIC.

Cabe señalar que el AIC es un criterio ampliamente utilizado para la selección de modelos, cuya fórmula pondera la log-verosimilitud del modelo (logL) con el número de parámetros (p) en la forma:

$$AIC = -2 \log L + 2p \quad (9)$$

Justificación de los efectos explicatorios

El efecto año es un indicador de abundancia relativa anual de forma directa, el efecto espacial se justifica debido a los gradientes latitudinales que tiene la CPUA, y el factor batimétrico dado el movimiento estacional que realiza el langostino amarillo en la plataforma y talud continental (Arana *et al.*, 2003a, 2003b). El modelo “completo” considera también las interacciones de primer orden: año-zona, zona-profundidad y año-profundidad, esto frente a evidencias que los cambios en el recurso pueden también ser explicados por variaciones locales (Acuña *et al.*, 2007).

Los estratos espaciales fueron delimitados lo suficientemente amplios para contener un adecuado número de réplicas (lances) y, a la vez, recoger las características espaciales de la pesquería. El área de

estudio fue dividida en tres zonas: 32°-34°S (zona 1), 34°-36°S (zona 2) y 36°-38°S (zona 3). También se definieron tres rangos batimétricos característicos de las operaciones de pesca: >150 m; 150-250 m; y <250 m. El detalle cruzado del número de lances por efecto (celda) mostró que, en su mayoría, hay buena representación en el número de réplicas (lances) no obstante la variabilidad anual (Tabla 2).

La mayor o menor representatividad en cada estrato o celda depende de la existencia de fondos rastreables, como la zona 1 (32°-34°S) que dispone del mayor número de registros. Lo mismo indica que el rango 150-250 m de profundidad es el de mayor frecuencia de arrastres. Para fines de modelamiento y tomando en cuenta la representatividad de los lances, se consideró como grupos de referencia el año 2006, la zona 32°-34°S y el rango batimétrico 150-250 m.

Además de lo anterior, y por falta de contraste en la información, fueron descartados otros efectos como el factor temporal intra-anual (*e.g.* semestre) y el factor buque. Lo anterior se debe, por una parte, a que los cruceros fueron realizados principalmente en la misma época del año (segundo semestre) y, por otra, que operaron buques diferentes en cada año. Cabe mencionar que Quiroz *et al.* (2005), en un análisis similar en la región norte de Chile, determinaron para este mismo recurso que los efectos buque y mes resultaron levemente significativos en un MLG similar. Lo anterior, se explicaría por el hecho que la flota es antigua, aunque de similares características tecnológicas (Montenegro & Bucarey, 2008).

Si bien no se disponen de variables ambientales del fondo marino que puedan ser empleadas de manera explícita en el conjunto de efectos explicatorios, el principal supuesto es que las variaciones o diferencias de la CPUA entre los estratos zona y profundidad están implícitamente determinadas tanto por la pesca, como por las condiciones ambientales locales.

RESULTADOS

Exploración de datos

De un total de 3.946 lances realizados, solo 1.427 resultaron positivos (36%) con capturas superiores a 25 kg de langostino amarillo. Los datos de CPUA considerados y sus estadígrafos mostraron una importante asimetría positiva, niveles de curtosis y desviación. La asimetría de la CPUA varió entre 2,6 y 10,7 y los niveles de curtosis entre 2,9 y 242,4 (Tabla 3), valores incompatibles con una distribución normal. De acuerdo con lo anterior, la CPUA de lances con capturas seguiría una distribución gamma o log-normal

Tabla 2. Número de lances que registraron capturas en los cruceros de evaluación de langostino amarillo según año, zona y profundidad.

Table 2. Number of hauls with catch during stock assessment cruises for yellow squat lobster by year, zone, and depth.

Zona				
Año	1 (32°-34°S)	2 (34°-36°S)	3 (36°-38°S)	Total
1997	29	13	-	42
1998	-	-	-	-
1999	13	-	-	13
2000	73	31	32	136
2001	19	8	10	37
2002	58	38	77	173
2003	47	19	25	91
2004	119	44	20	183
2005	102	46	18	166
2006	134	42	18	194
2007	101	46	8	155
2008	92	11	52	155
2009	53	20	9	82
Total	840	318	269	1427

Profundidad (m)				
Año	< 150 m	150 - 250 m	> 250 m	Total
1997	9	31	2	42
1998	-	6	7	-
1999	-	6	7	13
2000	2	70	64	136
2001	-	27	10	37
2002	39	61	73	173
2003	12	56	23	91
2004	23	127	33	183
2005	13	132	21	166
2006	27	115	52	194
2007	30	114	11	155
2008	69	61	25	155
2009	16	66	-	82
Total	240	872	328	1427

dada por el hecho que la varianza no es independiente del promedio y se demuestra por una relación logarítmica cuya pendiente es igual a 2 (Fig. 3). En efecto, un análisis de regresión lineal en escala logarítmica entre la CPUA media y la varianza entregó un valor de pendiente de $\beta = 2,18 \pm 0,16$ (media \pm error estándar) y un coeficiente de determinación de $R^2 = 0,78$. La hipótesis $H_0: \beta = 2$ no puede ser rechazada a un 95% de confianza, dado que

el estadístico $t = 13,3$ es mayor que el valor crítico de rechazo de H_0 (Fig. 3).

De esta forma, y si bien los datos de CPUA pueden ser representados por las dos distribuciones candidatas (Fig. 4), el ajuste de estos modelos por Máxima Verosimilitud y el desempeño del criterio de información SIC indican que, en promedio, el modelo log-normal es el que mejor representa la naturaleza de los datos (menor SIC) (Tabla 4). De esta forma, y en

Tabla 3. Principales estadígrafos de la CPUA de los lances con capturas registradas en los cruceros de langostino amarillo (1997-2009). DE: desviación estándar.

Table 3. Principal statistical results of the CPUA for hauls with catch recorded during the stock assessment cruises for yellow squat lobster (1997-2008). DE: standard deviation.

Año	Captura (ton)	CPUA (ton km ⁻²)	DE	Lances totales	Lances positivos	Rango latitudinal (°S)	máx CPUA	Asimetría	Curtosis
1997	81,9	21,7	39,1	97	42 (43%)	32,3 34,5	260,2	3,0	16,2
1998									
1999	4,4	0,6	6,4	309	13 (6%)	32,0 37,0	106,2	15,0	242,4
2000	9,4	1,9	11,5	352	136 (43%)	32,0 37,0	150,6	8,9	95,1
2001	8,4	2,2	8,0	175	37 (39%)	32,0 37,0	76,2	6,0	48,0
2002	44,6	4,3	13,2	491	173 (35%)	32,0 37,0	177,2	6,9	71,2
2003	25,8	4,7	11,5	260	91 (41%)	32,0 37,0	62,5	3,3	14,3
2004	52,9	8,9	17,9	410	183 (45%)	32,0 37,0	122,2	3,2	16,5
2005	49,3	19,7	36,8	409	166 (41%)	32,0 37,0	374,8	3,9	28,6
2006	94,4	28,5	51,6	418	194 (47%)	32,0 37,0	352,9	2,6	10,7
2007	76,8	18,1	55,9	376	155 (41%)	32,0 37,0	709,3	8,3	90,8
2008	66,8	23,2	72,1	335	155 (47%)	32,0 37,0	719,3	6,1	48,8
2009	48,0	10,8	27,9	314	82 (26%)	32,0 37,0	211,3	4,0	22,8
Total	562,7			3946	1427 (36%)	32,0 37,0			

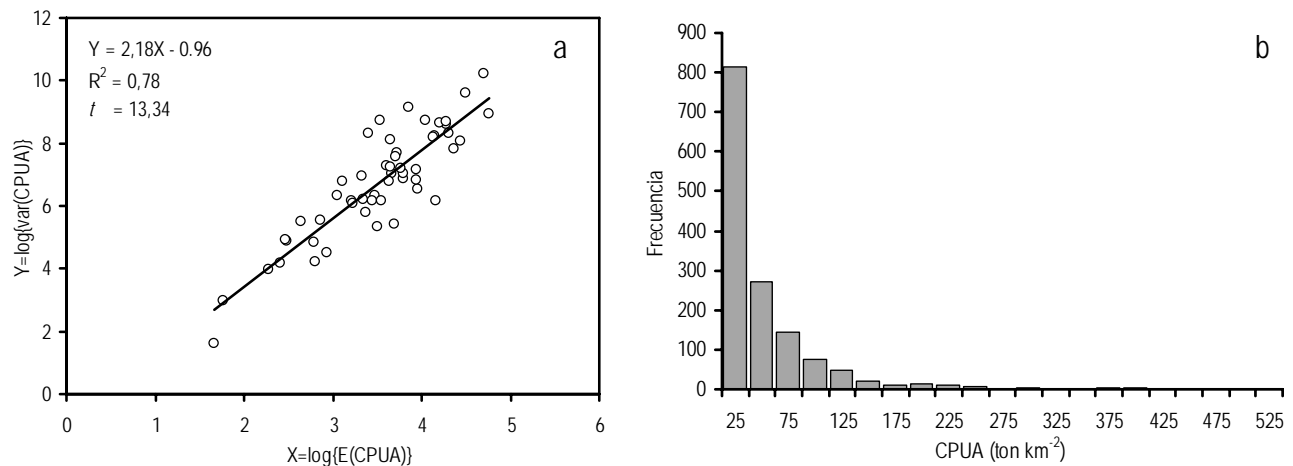


Figura 3. a) Relación entre el log de la media y el log de la varianza de la CPUA de langostino amarillo estimada para las combinaciones año, profundidad y zona, entre 1997 y 2009, b) distribución de frecuencias de la CPUA.

Figure 3. a) Relationship between the log of the average and the log of the variance of the CPUA for yellow squat lobster estimated for combinations year, depth, and zone, between 1997 and 2009, b) CPUA frequency distributions.

adelante el MLG empleado considera que la log (CPUA) puede ser explicado por un modelo aditivo, siguiendo una distribución normal con función de enlace identidad.

Distribución espacial del recurso

La distribución de langostino amarillo, medida en términos del número de polígonos y cobertura

espacial, se caracteriza por agregaciones o focos discretos persistentes en el tiempo, aunque con importantes variaciones inter-anales en su superficie (Fig. 5). La identificación y delimitación de estas agregaciones fueron realizadas considerando el mismo criterio entre años, variando de dos focos de abundancia en 1999 a un máximo de 13 unidades el 2002. Estos resultados también muestran que la mayor

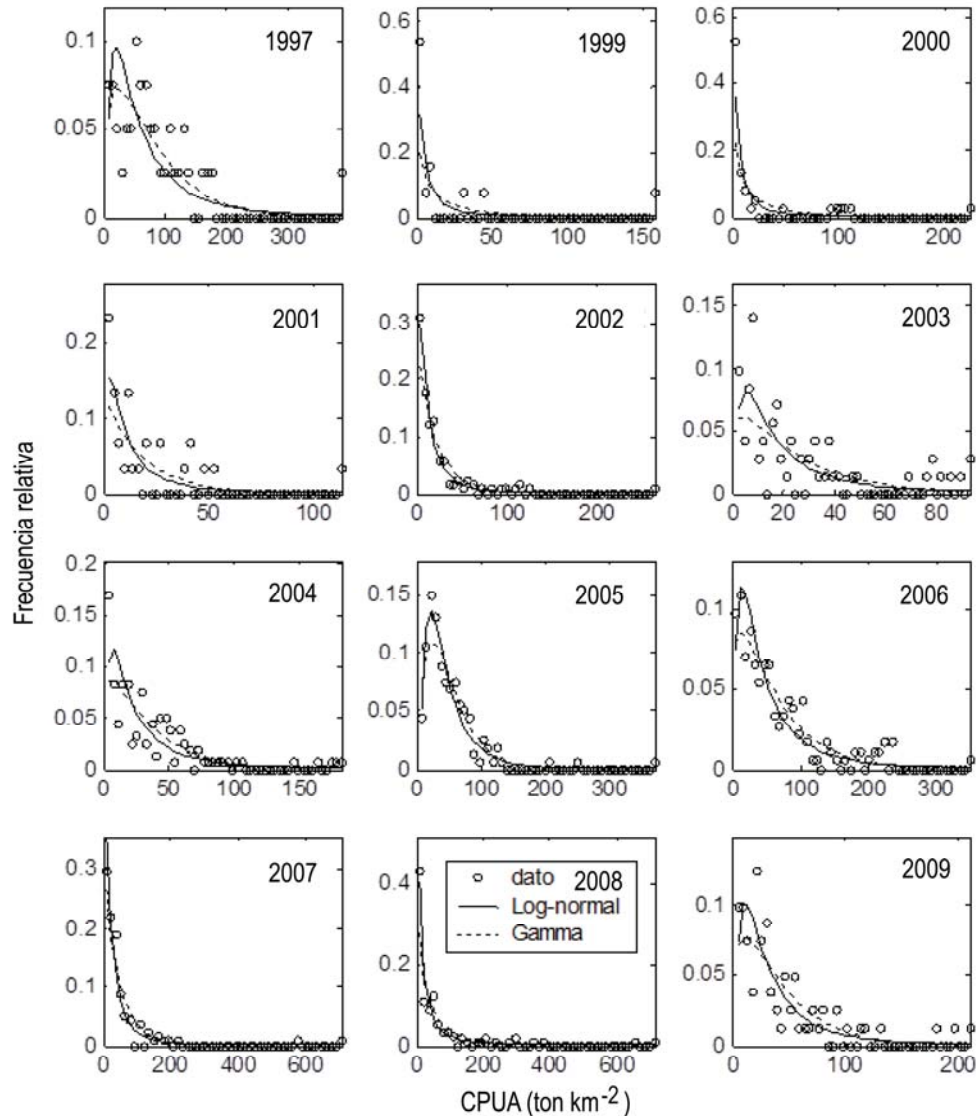


Figura 4. Ajustes del modelo Gamma y log-normal a la CPUA de lances con pesca de langostino amarillo (1997-2009).

Figura 4. Adjustments of the Gamma and log-normal models to the CPUA of hauls with yellow squat lobster catches (1997-2009).

superficie de distribución del recurso llegó a 1.273 km² en el 2004, año desde el cual se ha observado una sostenida contracción espacial, que en 2009 se traduce en la mínima área de los últimos seis años con 515 km² (Tabla 5, Fig. 5).

Modelamiento del log(CPUA)

El modelo de log(CPUA) con todos los efectos considerados (“modelo completo”) explicó el 43% de la devianza total (Tabla 6). En este modelo, los efectos con mayor aporte correspondieron al año que explicó el 32,2% de la devianza total, y las interacciones año-zona y año-profundidad, con un 6 y 3% respectivamente. La interacción zona-profundidad no resultó

significativa para el modelo ($P = 0,09$), lo cual también se confirma del análisis secuencial de efectos “paso a paso”, el cual indica que al eliminar dicho efecto no se generarán cambios en el criterio AIC = 2878. La exclusión de cualquier otra interacción provoca pérdidas significativas en el ajuste del modelo (mayor AIC) (Tabla 7). Cabe indicar que en este MLG fueron incorporados secuencialmente los efectos base (año, zona y profundidad) y, luego, las interacciones de primer orden, conforme al valor dado por la devianza residual explicada.

De acuerdo con este procedimiento, el modelo resultante para log (CPUA) de lances “positivos” considera los efectos año, zona, profundidad, más las

Tabla 4. Criterio de Información de Schwarz (SIC) y log verosimilitud (logV) de las distribuciones analizadas para los datos de CPUE de langostino amarillo (1997-2009).

Table 4. Schwarz Information Criteria (SIC) and log likelihood (logV) of the distributions analyzed for the yellow squat lobster CPUE data (1997-2009).

	Log normal		Gamma	
	logV ⁽¹⁾	SIC	logV ⁽¹⁾	SIC
1997	216	440	213	434
1999	47	100	51	106
2000	144	295	153	313
2001	116	239	118	243
2002	566	1141	581	1171
2003	298	605	300	609
2004	719	1449	719	1448
2005	763	1537	768	1547
2006	952	1914	952	1915
2007	663	1336	674	1359
2008	638	1286	648	1306
2009	379	766	381	772
Promedio	458	926	463	935

(1) log verosimilitud

interacciones año-profundidad y año-zona. Nótese que, si bien el efecto zona es significativo, aunque sólo explica el 1,1% de la devianza total, su interacción con el efecto anual es el segundo con mayor relevancia (Tabla 6), lo que equivale a decir que para este recurso, las variaciones anuales de log(CPUA) por zona son más importantes que el efecto anual de manera aislada.

La bondad de ajuste de este modelo se evalúa siguiendo el desempeño de los desvíos estandarizados. El gráfico “qq” de probabilidad es un diagrama de dispersión de los cuantiles de residuales teóricos de la distribución elegida *versus* los cuantiles de los residuos estandarizados y permite evaluar cualitativamente la hipótesis de normalidad. El diagrama muestra que la mayoría de los residuos se superponen sobre la recta esperada, lo cual es una evidencia a favor de la distribución normal propuesta para esta variable (Fig. 6a). Esto también queda reflejado en el histograma de los residuales estandarizados y la distribución normal que lo caracteriza (Fig. 6b). Finalmente, los residuales no muestran tendencias ni correlación con los valores predichos por el modelo, lo que corrobora también la homocedasticidad de los errores, es decir, la varianza de los residuos es constante y no varía entre los niveles de cada efecto o factor considerado (Fig. 6c).

Por su parte, el ajuste del modelo a los datos se representa de manera resumida en la Figura 7, que corresponde a los valores promedio de las observaciones de log(CPUA) en cada estrato de profundidad por zona y año. La tendencia y variabilidad general queda bien reproducida por el MLG particularmente en las zonas 1 y 2. La zona 3 muestra una conducta más errática de log(CPUA) especialmente en los años 2004 y 2007, pero sin perjuicio de esto, el modelo igualmente reproduce bien el patrón de esta variable en dicha zona.

Los coeficientes del modelo se entregan en la Tabla 8 donde el valor del intercepto corresponde al grupo de referencia. Estos resultados indican que en términos batimétricos, la CPUA de este recurso es más o menos homogénea hasta 250 m de profundidad, para luego disminuir significativamente en los veriles más profundos. Asimismo, a nivel espacial, el langostino amarillo presenta su mayor abundancia relativa en la zona de referencia 34°-36°S con valores de CPUA de 46,5 ton km⁻², mientras los menores registros se presentan al sur de 36°S (zona 3). El efecto anual de la CPUA como índice global, muestra un notable incremento en el período 2002-2006 alcanzando el máximo de 46,5 ton km⁻² (valor del intercepto), seguido de una fuerte reducción hacia 2008.

Estimaciones locales de CPUA y biomasa por zona de pesca

Las estimaciones locales de CPUA (Fig. 8) derivadas de la interacción año-zona del MLG, muestran variaciones sincrónicas en la disponibilidad y/o abundancia del recurso desde los 36°S al norte (zonas 1 y 2), mientras en la zona sur (zona 3) estas variaciones son más erráticas. Las tendencias generales en la CPUA se observan de manera marcada en las dos primeras zonas, caracterizadas por el crecimiento en la densidad del recurso entre 2004 y 2006, seguida de una fuerte reducción no obstante el alza del 2009. Cabe destacar que el crecimiento en la CPUA entre 2004 y 2006 se registra primero en la zona 1 seguido de la zona 2, y aunque para el 2007 la CPUA en ambas zonas vuelve a disminuir, la reducción más importante se da nuevamente primero en la zona 1, evidenciando con esto la correlación espacial en la dinámica del recurso entre ambas zonas.

Finalmente, en cuanto a los estimados de biomasa, que resultan de ponderar la CPUA por las nuevas estimaciones de las áreas de cada zona, se ratifica el crecimiento de la población hasta el año 2006, explicado principalmente por las variaciones de la biomasa al norte del 34°S (zona 1) (Fig. 9). A partir de 2007 se observan importantes discrepancias respecto

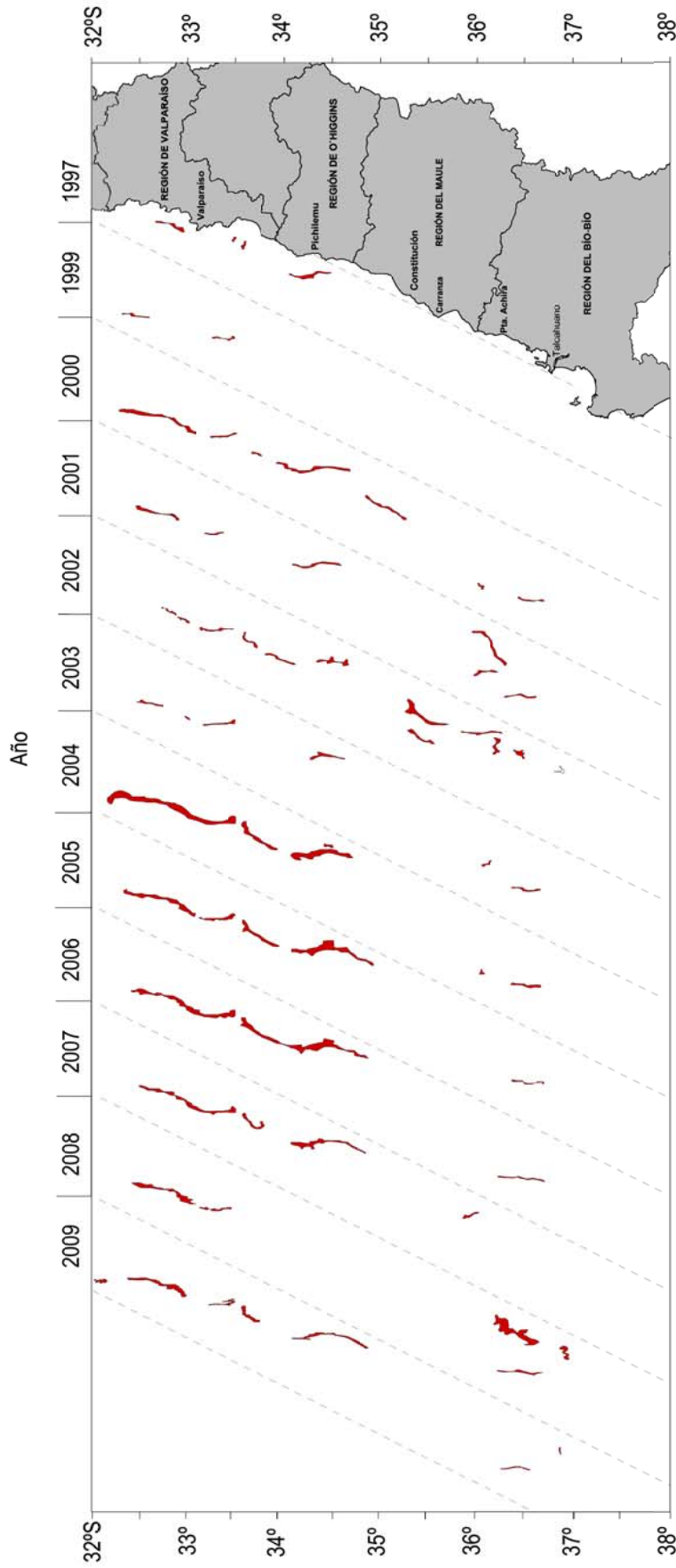


Figura 5. Distribución espacial de los focos de abundancia de langostino amarillo entre 1997 y 2009.

Figure 5. Spatial distribution of the points of abundance of yellow squat lobster between 1997 and 2009.

Tabla 5. Área (km²) cubierta por los focos de abundancia determinados en langostino amarillo por zona y año.**Table 5.** Area (km²) covered by the points of abundance determined for yellow squat lobster by zone and year.

Año	Zona 1 (32°-34°S)		Zona 2 (34°-36°S)		Zona 3 (36°-38°S)		Total	
	Área (km ²)	Número de focos	Área (km ²)	Número de focos	Área (km ²)	Número de focos	Área (km ²)	Número de focos
1997	98	3	96	1	-	-	194	4
1998	-	-	-	-	-	-	-	-
1999	60	2	-	-	-	-	60	2
2000	286	3	267	2	47	2	600	7
2001	116	3	85	1	202	3	403	7
2002	129	4	382	4	481	5	992	13
2003	95	3	75	1	61	2	230	6
2004	867	2	331	2	75	2	1273	6
2005	490	3	387	1	29	1	907	5
2006	925	2	-	-	48	1	974	3
2007	354	2	240	2	-	-	594	4
2008	261	2	-	-	480	3	741	5
2009	348	4	134	1	33	2	515	7

Tabla 6. Análisis de devianza del MLG ajustado a los datos de log(CPUA) de langostino amarillo para lances “positivos”. Los factores fueron agregados secuencialmente. gl: grados de libertad.**Table 6.** Analysis of deviance of the GLM adjusted to the log(CPUA) data for “positive” hauls of yellow squat lobster. The factors were aggregated sequentially. gl: degree of freedom.

Efectos explicatorios	gl	Devianza explicada	%	gl residual	Devianza residual	P
Media		1426		5120		
Año	11	1648	32	1415	3472	< 2,2e-16
Profundidad	2	55	1	1413	3417	2,12E-06
Zona	2	55	1	1411	3362	2,02E-06
año x zona	19	307	6	1392	3055	< 2,2e-16
año x prof.	19	160	3	1373	2895	9,48E-09
zona x prof.	4	17	0	1369	2879	0,09158
Total		2241	44			

de las estimaciones de biomasa total informadas en los proyectos FIP, siendo estas últimas mayores a las estimadas en este trabajo. En efecto, en el 2006 existe coincidencia en cuanto a valores de biomasa máxima de 43.000 ton, pero la caída de esta se mantiene incluso hasta el 2009, cuyo valor se estima en torno a 11.000 ton (Tabla 9). Esta biomasa representa una reducción del 75% de la biomasa máxima y un 31% de la informada por Acuña *et al.* (2010) para ese mismo año, situación que no estaría explicada por la densidad local sino por la contracción espacial que presentó el recurso el 2009 en dicha zona.

DISCUSIÓN

A partir de la evaluación directa del stock realizada el año 1997 y, en especial desde el año 2001, cuando se decidió el cierre de la pesquería por medio de la aplicación de veda biológica, al determinarse una reducida biomasa de langostino amarillo entre 32°10' y 38°28'S (ECM, 2000a), se han realizado diversas investigaciones destinadas a evaluar esta especie mediante el método de área barrida (ECM, 2000a, 2000b; Canales *et al.*, 2002, 2003; Bahamonde *et al.*, 2004; Acuña *et al.*, 2005, 2007, 2008, 2009a, 2009b,

Tabla 7. Análisis “paso a paso” de las interacciones involucradas en el MLG de log(CPUA) de langostino amarillo para lances “positivos”.

Table 7. “Step-by-step” analysis of the interactions involved in the GLM of the log(CPUA) for yellow squat lobster “positive” hauls.

Paso	Efecto eliminado	g.l. modelo	Devianza residual	AIC
1	Ninguno		2879	5169
2	prof. x zona	4	2895	5169
3	año x prof.	19	3046	5212
4	año x zona	19	3208	5286

AIC: Akaike Information Criterion

2010), a la vez que se ha monitoreado el estado del stock mediante faenas de pesca controladas (Arana *et al.*, 2006, 2007) y desarrollado diversos estudios destinados a precisar la distribución y estructura poblacional de la especie (Arana & Ahumada, 2005; Arana *et al.*, 2002, 2003a, 2003b, 2003c, 2005, 2006, 2007). De esta manera, la evolución del recurso, mostró escasa recuperación en los primeros años, seguido a partir del año 2004 por un rápido y consistente incremento de la biomasa (Acuña *et al.*, 2005, 2007, 2008, 2009a, 2009b, 2010), al mismo tiempo que se detectó una mayor área de distribución. Así, la veda biológica impuesta entre 2001 y 2007 demostró ser apropiada para la conservación del recurso, lo que permitió que la autoridad sectorial decidiera reabrir esta pesquería el 2008.

Muchas de las investigaciones efectuadas en el período que cubre este análisis fueron realizadas por diversas instituciones, lo que sumado a distintos diseños de muestreo y criterios empleados, así como diversos estimadores y técnicas, no permite asegurar que las señales de abundancia estimadas puedan ser necesariamente comparables en el tiempo. En el presente trabajo se reanalizaron los datos generados en los cruceros, y su variabilidad fue modelada para identificar la fuerza de los factores que explican los cambios anuales de la abundancia de langostino amarillo. Este nuevo procesamiento permitió obtener un valor de densidad anual (CPUA) por zona, que se empleó para la estimación de la biomasa en los respectivos años.

Al respecto, como primera medida, las áreas de agregación del recurso se determinaron siguiendo un criterio común basado en delimitar las zonas con lances positivos. Si bien el uso de técnicas geostatísticas para estos efectos puede ser preferible

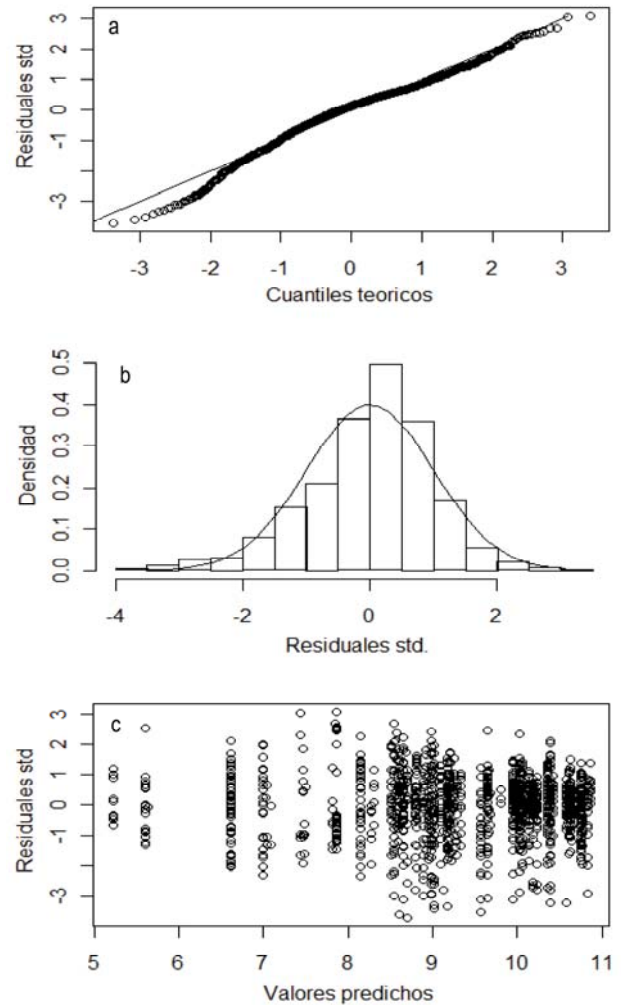


Figura 6. Salida grafica con el análisis de residuos del MLG ajustado a los datos de log(CPUA) de langostino amarillo. a) Grafico normal cuantil-cuantil, b) histograma con residuos estandarizados, c) residuos vs valores predichos.

Figure 6. Graphic output with the analysis of the GLM residuals adjusted to the log(CPUA) data for yellow squat lobster: a) Normal quantile-quantile plot, b) histogram with standardized residuals, c) residuals vs predicted values.

(Rivoirard *et al.*, 2000; Roa & Niklitschek, 2007), la carencia de datos suficientes al interior de un determinado estrato puede limitar el adecuado desempeño de este método, lo que motiva a extender la cobertura espacial a zonas cuya dinámica no es necesariamente similar.

Los resultados mostraron que el recurso ha presentado importantes variaciones temporales en la cobertura espacial y una sugerente correspondencia con las señales de abundancia mencionada por diversos autores. La zona de mayor variabilidad en la

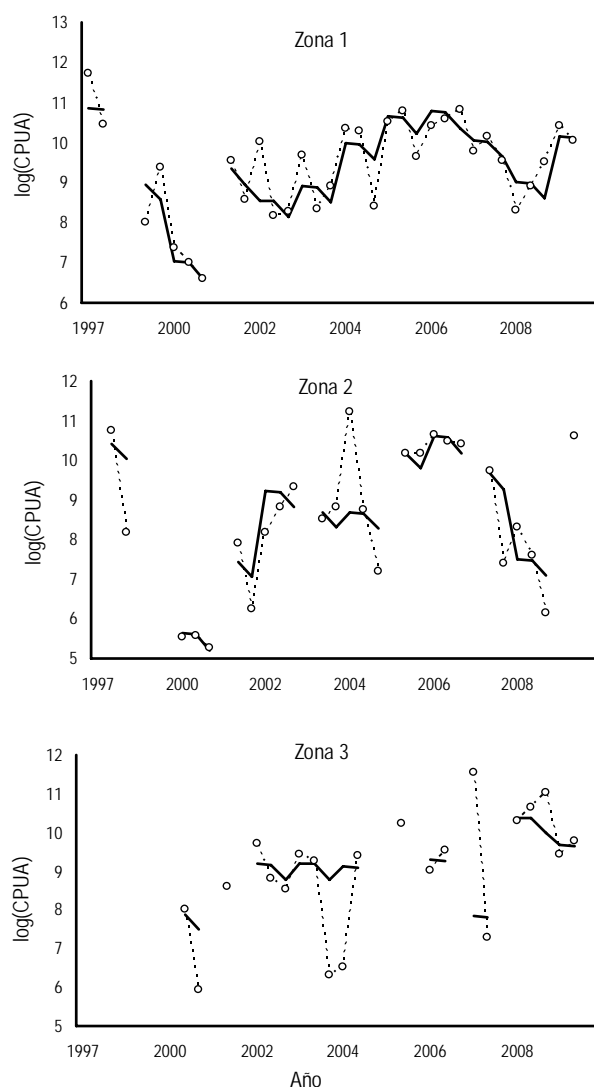


Figura 7. Ajuste del MLG (líneas) a los datos de log(CPUA) promedio por zona y año. Las observaciones (en círculos) corresponden a promedios por rango batimétrico.

Figure 7. Adjustment of the GLM (lines) to the average log(CPUA) data by zone and year. The observations (in circles) correspond to averages by bathymetric range.

estructura espacial de las agregaciones (focos) se ubicó al sur de los 35°S, mientras que hacia el norte se registró mayor estabilidad, aún en aquellos años en que se registró baja abundancia (Fig. 5). Lo anterior, sumado a los mayores valores de densidad del recurso, sugiere que las principales variaciones de la población de langostino amarillo son explicadas por la fracción del stock ubicado al norte de los 36°S, y que la errática disponibilidad del recurso hacia el sur de la misma, sería el resultado de una extensión de la población en esa dirección (Fig. 5).

Tabla 8. Coeficientes del MGL de log(CPUA) y valores transformados a escala natural de la CPUA de langostino amarillo. Se entregan solo los efectos fijos sin interacciones. DS: desviación estándar.

Table 8. Coefficients of the GLM for the log(CPUA) and values transformed to natural scale of the CPUA for yellow squat lobster. Only the fixed effects without interactions are given. DS: standard deviation.

	Estimado	DS	CPUA (ton km ⁻²)	DS (CPUA)
Intercepto	10,75	0,13	46,53	6,21
Año 1997	0,09	0,31	50,73	15,50
Año 1999	-1,80	0,43	7,73	3,33
Año 2000	-3,75	0,22	1,09	0,24
Año 2001	-1,41	0,36	11,36	4,13
Año 2002	-2,21	0,23	5,09	1,20
Año 2003	-1,86	0,25	7,25	1,82
Año 2004	-0,79	0,19	21,03	3,93
Año 2005	-0,12	0,20	41,06	8,01
Año 2007	-0,72	0,20	22,66	4,47
Año 2008	-1,76	0,20	8,01	1,61
Año 2009	-0,62	0,24	25,08	6,09
Prof. 1	0,03	0,12	47,76	5,83
Prof. 3	-0,39	0,11	31,62	3,39
Zona 2	-0,17	0,26	39,07	10,24
Zona 3	-1,49	0,38	10,48	3,94

En el modelamiento de la densidad (log(CPUA)) solo se consideraron aquellos lances con capturas positivas (>25 kg), dado que estos son los que en definitiva determinan la existencia de un foco de agregación espacial. Sin perjuicio de esto, se estima que si los cruceros fueran realizados siguiendo un diseño de muestreo sistemático, en el cual la ocurrencia de lances negativos puede ser alta (Canales & Arana, 2009), entonces sería necesario incluir en la modelación la proporción de lances negativos mediante el método Delta, como lo sugieren Stefansson (1996), Welsh *et al.* (1996), Maunder & Starr (2003) y Fletcher *et al.* (2005), entre otros. En este mismo sentido y sin perjuicio de lo anterior, en este trabajo se ha empleado el supuesto implícito de linealidad entre el área de los focos y la proporción de lances positivos, por lo que la corrección antes aludida ha quedado, de cierto modo, considerada.

En el presente trabajo, en forma semejante a lo propuesto por Helser *et al.* (2004), la ventaja de la modelación estadística de la CPUA es recoger las estimaciones centrales, generando factores que explican su variabilidad y eliminando de alguna manera la incertidumbre generada al aplicar diversos

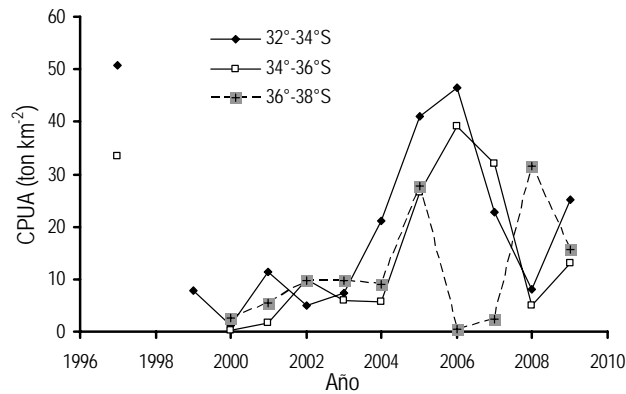


Figura 8. CPUA de langostino amarillo estimada por MLG con los registros de capturas positivas, por zona y año.

Figure 8. Yellow squat lobster CPUA estimated by GLM with positive catch records by zone and year.

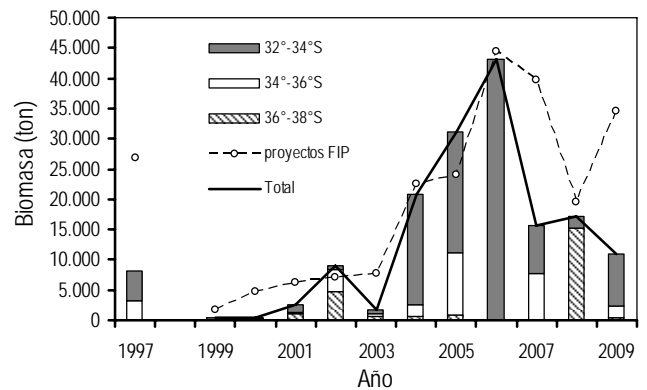


Figura 9. Biomasa (ton) de langostino amarillo estimada mediante MLG por zona y año. Se entrega también las estimaciones de biomasa determinadas en proyectos FIP.

Figure 9. Yellow squat lobster biomass (ton) estimated by GLM by zone and year. Estimates of biomass determined in FIP projects are given as well.

Tabla 9. Biomazas (ton) de langostino amarillo por zona y año estimadas por MLG. DS: desviación estándar

Table 9. Yellow squat lobster Biomass (ton) per zone and year, estimated by GLM. DS: standard deviation.

Año	Zona			Total	DS
	32°-34° S	34°-36° S	36°-38° S		
1997	4.971	3.209	-	8.180	2.500
1998	-	-	-	-	-
1999	464	-	-	464	200
2000	313	73	123	508	111
2001	1.318	144	1.088	2.551	927
2002	657	3.766	4.638	9.060	2.129
2003	689	448	592	1.729	434
2004	18.236	1.901	670	20.807	3.889
2005	20.121	10.284	803	31.208	6.090
2006	43.038	-	22	43.060	5.744
2007	8.020	7.657	-	15.678	3.093
2008	2.091	5	15.177	17.273	3.480
2009	8.728	1.741	515	10.983	2.666

diseños de muestreos entre los años. En este sentido, el mayor o menor número de lances condicionados al diseño de muestreo, en este trabajo se traduce en un mayor o menor número de réplicas al interior de los estratos-celdas analizados (año, zona, profundidad).

El MLG de $\log(\text{CPUA})$ con todos los factores significativos explicó el 44% de la devianza residual (Tabla 6). De los efectos analizados, el efecto año y la interacción año-zona resultaron ser significativos,

explicando en conjunto el 39% de la devianza. El aporte individual del efecto zona y profundidad fue bajo, en torno al 1%, lo cual ya había sido identificado por Quiroz *et al.* (2005) para esta misma especie en la zona norte del país, a partir de información de pesca comercial. Lo anterior no implica que entre zonas o rangos de profundidad no exista algún patrón que destacar, sino que su alta variabilidad limita una adecuada caracterización en la distribución espacial de

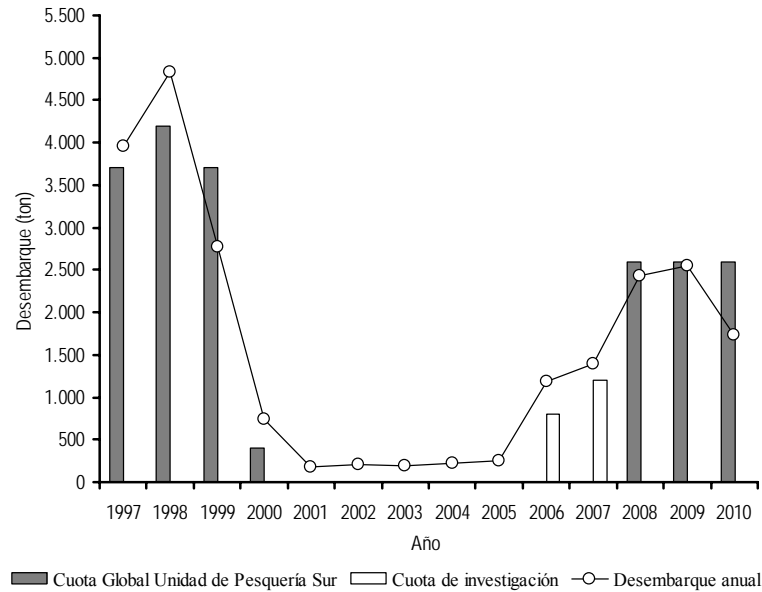


Figura 10. Veda biológica, cuotas de pesca y desembarque de langostino amarillo entre 1997 y 2010.

Figure 10. Biological ban, fishing quotas, and landings of yellow squat lobster between 1997 and 2010.

la densidad del recurso. Sin perjuicio de lo anterior, a nivel de interacciones año-zona, los resultados indicaron que la mayor variabilidad anual en la CPUA se presentó al sur de los 36°S, lo cual se condice con similar observación respecto de su distribución espacial. Más hacia el norte, el comportamiento relativamente sincrónico en la CPUA en las zonas 1 y 2, podría poner en evidencia importantes flujos de desplazamiento del langostino amarillo entre localidades vecinas.

En efecto, a nivel de biomasa se destacó que hasta el 2003 las variaciones de la población estuvieron determinadas por los cambios ocurridos al sur de Pichilemu (34°S), situación que se invierte luego del crecimiento poblacional registrado a partir del año 2004, donde la señal de biomasa se concentró en la zona 1, ubicada al norte de esta última localidad, y que se redujo significativamente a partir de 2007. El patrón que se deduce del análisis de la CPUA y de la biomasa indicaría que el langostino amarillo al sur de 34°S, constituye una extensión a la principal zona de abundancia ubicada inmediatamente hacia el norte de la misma, y por ende, su variabilidad interanual puede ser esperable. La principal zona de abundancia (zona 1) tendría fuerte influencia del segmento poblacional ubicado hacia el norte y fuera del área de análisis, mientras las zonas 2 y 3 (de 34°S al sur) constituirían segmentos relictos de menor biomasa respecto de los cambios en el stock que ocurrieron en la zona 1.

En síntesis, de acuerdo a los resultados obtenidos, se puede destacar las bondades del método de

estimación propuesto, cuando los diseños y/o tamaños de muestras (lances) no son comparables entre años. El ajuste mediante MLG permite obviar esta restricción, además de generar resultados complementarios que mejoran el conocimiento del recurso.

Finalmente, del análisis se concluye que desde el año 2007 el langostino amarillo ha iniciado un proceso de contracción poblacional, principalmente en el área al norte de 34°S, lo que no ha sido advertido en los cruceros de evaluación directa. Esta disminución poblacional se verifica por la contracción espacial de su distribución e indirectamente, con las capturas realizadas a partir del 2006, primero en virtud de las pescas de investigación asociadas al monitoreo de este recurso efectuadas en el área norte de esta pesquería (zona 1), y luego en el 2008 al reabrirse toda la Unidad de Pesquería Sur a faenas comerciales, con cuota global anual de captura de 2.500 ton año⁻¹ (Fig. 10). Dado que no se dispone de antecedentes ambientales que complementen las explicaciones de los cambios ocurridos en esta población, se sugiere la necesidad de mantener permanente vigilancia sobre la evolución que experimente la biomasa de esta especie, de manera de adecuar la cuota anual de pesca acorde con las condiciones y posibilidades reales de explotación de este crustáceo.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen al Fondo de Investigación Pesquera (FIP) el haber proporcionado las bases de

datos de los cruceros de evaluación para su análisis. De igual modo, se hacen extensivos los agradecimientos al Ing. Álvaro De Caso, por su colaboración en el despliegue de gráficos espaciales y al Ing. Mauricio Ibarra, por su ayuda en el procesamiento de las bases de datos. Finalmente, se reconoce el aporte de los evaluadores anónimos del presente documento, cuyos comentarios y sugerencias contribuyeron en forma efectiva a mejorar el artículo.

REFERENCIAS

- Acuña, E., R. Alarcón, L. Cid, H. Arancibia, L. Cubillos & A. Cortés. 2008. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2005. Informe Final, Proyecto FIP 2005-09: 348 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, L. Cid, A. Cortés & L. Cubillos. 2010. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2009. Informe Final, Proyecto FIP N°2009-15: 366 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, L. Cid, A. Cortés, L. Cubillos & R. León. 2007. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2006. Informe Final, Proyecto FIP N°2006-04: 424 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, L. Cid, A. Cortés, L. Cubillos & R. León. 2009a. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2007. Informe Final, Proyecto FIP N°2007-19: 418 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, A. Cortés, L. Cid, L. Cubillos & R. León. 2009b. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2008. Informe Final, Proyecto FIP N°2008-16: 418 pp.
- Acuña, E., R. Alarcón, H. Arancibia, L. Cid, A. Cortés, L. Cubillos, P. Haye, R. León, G. Martínez & S. Neira. 2005. Evaluación directa de langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2004. Informe Final, Proyecto FIP N°2004-11: 405 pp.
- Aitchison, J. & J.A.C. Brown. 1957. The lognormal distribution. Monographs 5, Cambridge University Press, Cambridge, 176 pp.
- Arana, P. & M. Ahumada. 2005. Prospección de los focos de abundancia de la Unidad de Pesquería Sur de langostino amarillo y colorado año 2004. Estud. Doc., Univ. Católica Valparaíso, 02/2005: 102 pp.
- Arana, P., M. Ahumada & A. Guerrero. 2002. Evaluación directa de langostino amarillo y langostino colorado entre las Regiones V y VIII, 2002. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 24/2002: 103 pp.
- Arana, P., M. Ahumada & A. Guerrero. 2005. Prospección de la Unidad de Pesquería Sur de langostino amarillo y colorado, año 2005. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 37/2005: 97 pp.
- Arana, P., A. Guerrero & M. Ahumada. 2003a. Distribución y abundancia de langostino colorado y langostino amarillo en la región centro-sur (mayo, 2003). Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 11/2003: 87 pp.
- Arana, P., A. Guerrero & M. Ahumada. 2003b. Distribución y abundancia de langostino colorado y langostino amarillo en la región centro-sur (octubre, 2003). Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 26/2003: 76 pp.
- Arana, P., A. Guerrero & C. Casanova. 2007. Monitoreo del stock de langostino amarillo de la V y VI Región, 2007. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 21/2007: 67 pp.
- Arana, P., M. Ahumada, A. Guerrero & R. Bustos. 2003c. Prospección de los focos de abundancia de langostino amarillo en la V Región, año 2003. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 9/2003: 69 pp.
- Arana, P., M. Ahumada, A. Guerrero & M. Berríos. 2006. Monitoreo del stock de langostino amarillo en la V y VI Región, año 2006. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 1/2007: 118 pp.
- Bahamonde, R., B. Leiva, C. Canales, M. Barbieri, J. Cortés, J. Quiróz, P. Arana, A. Guerrero, M. Ahumada, T. Melo, D. Queirolo, C. Hurtado & P. Gálvez. 2004. Evaluación directa langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2003. Informe Final, Proyecto FIP N°2003-31: 287 pp.
- Brynjarsdóttir, J. & G. Stefánsson. 2004. Analysis of cod catch data from Icelandic groundfish surveys using generalized linear models. Fish. Res., 70: 195-208.
- 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., M.A. Barbieri, R. Bahamonde, B. Leiva, P. Arana, S. Palma & T. Melo. 2002. Evaluación directa langostino colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2001. Informe Final, Proyecto FIP N°2001-06: 202 pp.
- Canales, C., M.A. Barbieri, R. Bahamonde, B. Leiva, P. Arana, A. Guerrero, M. Ahumada, T. Melo, D. Queirolo, C. Hurtado, P. Gálvez, S. Palma, E. Molina & N. Silva. 2003. Evaluación directa langostino

- colorado y langostino amarillo entre la II y VIII Regiones, año 2002. Informe Final, Proyecto FIP N°2002-06: 229 pp.
- Escuela de Ciencias del Mar (ECM). 2000a. Evaluación directa de langostino amarillo entre la III y VIII Regiones, 1999. Informe Final, Proyecto FIP 99-09. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 05/2000: 288 pp.
- Escuela de Ciencias del Mar (ECM). 2000b. Evaluación directa de camarón nailon, langostino amarillo y langostino colorado año 2000. Informe Final, Proyecto FIP-IT/2000-05. Estud. Doc., Pont. Univ. Católica Valparaíso, 21/2000: 216 pp.
- Fletcher, D., D. Mackenzie & E. Villouta. 2005. Modeling skewed data with many zeros: A simple approach combining ordinary and logistic regression. *Environ. Ecol. Stat.*, 12: 45-54.
- Gavaris, S., 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 37: 2272-2275.
- Helser, T.E., A.E. Punt & R.D. Methot. 2004. A generalized linear mixed model analysis of a multi-vessel fishery resource survey. *Fish. Res.*, 70: 251-264.
- Hilborn, R. & C.J. Walters. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice dynamics and uncertainty. Chapman & Hall, London, 570 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.
- Maunder, M.N. & P.J. Starr. 2003. Fitting fisheries models to standardized CPUE abundance indices. *Fish. Res.*, 63(1): 43-50.
- 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, 64 pp.
- 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.
- 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.
- Rivoirard, J, J. Simmonds, K.G. Foote, P. Fernandez & N. Bez. 2000. Geostatistics for estimating fish abundance. Blackwell Science, Oxford, 206 pp.
- Roa, R., L. Cid, F. Tapia, R. Quiñones, H. Arancibia, D. Figueroa & I. López. 1998. Evaluación directa del stock de langostino amarillo en el litoral de la V a VIII Regiones. Informe Final, Proyecto FIP N°97-23: 129 pp.
- Roa, R. & E. Niklitschek. 2007. Biomass estimation from surveys with likelihood-based geostatistics. *ICES J. Mar. Sci.*, 64: 1723-1734.
- Schwarz, G.E. 1978. Estimating the dimension of a model. *Ann. Stat.*, 6(2): 461-464.
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the MLG and delta approaches. *ICES J. Mar. Sci.*, 53: 577-588.
- Subsecretaría de Pesca (SUBPESCA). 2010. Cuota global anual de captura de langostino amarillo (*Cervimunida johni*), entre la V y la VIII Región, año 2011. *Inf. Téc. (R. Pesq.)*, N°096: 15 pp.
- 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: 10 March 2011; Accepted: 14 May 2012