



Investigaciones Marinas

ISSN: 0716-1069

spalma@ucv.cl

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Chile

Arana, Patricio M.; Olate, Cristian

Composición de las capturas de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*) y determinación de
parámetros biológico-pesqueros durante la temporada de pesca 1996-1997

Investigaciones Marinas, vol. 28, 2000, pp. 83-115

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso
Valparaíso, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=45614441008>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Composición de las capturas de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*) y determinación de parámetros biológico-pesqueros durante la temporada de pesca 1996-1997*

Patricio M. Arana y Cristian Olate
Escuela de Ciencias del Mar, Universidad Católica de Valparaíso
Casilla 1020, Valparaíso, Chile
E-mail: parana@ucv.cl

Recibido: 14 diciembre 1998; versión corregida: 16 junio 1999; aceptado: 21 septiembre 1999

RESUMEN Se analizan la composición de las capturas y los principales parámetros biológico-pesqueros de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*), durante la temporada de pesca 1996-1997. En dicho período se midieron en el mar un total de 22.997 ejemplares, de los cuales sólo el 8,8% correspondió a ejemplares comerciales, que corresponden a ejemplares con talla superior a la longitud mínima de comercialización (98 mm). Las longitudes cefalotorácicas estuvieron comprendidas entre 60,5 y 134,5 mm en machos y entre 60,5 y 137,5 mm en hembras. En la captura total muestreada en el mar, este último sexo se presentó en mayor proporción (52,2%) y predominando especialmente en el rango 80,5-104,5 mm. En cuanto a las tallas medias, éstas variaron entre 83,9 y 88,7 mm en machos y 83,7 y 89,9 mm en hembras.

En tierra se analizaron 4.048 ejemplares comerciales en forma previa al embarque hacia el continente. Las longitudes de estos ejemplares estuvieron comprendidas entre 93,5 y 152,5 mm en machos y entre 94,5 y 146,5 mm en hembras. La proporción sexual del desembarque global, al igual que la registrada en las capturas analizadas en el mar, reveló una mayor proporción de hembras (57,9%) que de machos.

Mediante el análisis de las distribuciones de frecuencias de tallas del desembarque y de las capturas muestreadas en el mar se establecieron 7 estados de muda, cada uno de los cuales representa un año de edad. El incremento por muda se encuentra entre 6,5 y 10,5 mm por muda, estableciéndose las siguientes curvas de crecimiento:

$$L_c = 212,5780 * (1 - \exp^{-0,0707 * (t-0)}) \text{ en machos y,}$$

$$L_c = 214,4135 * (1 - \exp^{-0,0697 * (t-0)}) \text{ en hembras}$$

La relación entre la longitud cefalotorácica (L_c , mm) y el peso total (W_t , g) quedó definida por: $W = 0,0017 * L_c^{2,7830}$ en machos y $W_t = 0,0034 * L_c^{2,6597}$ en hembras. La mortalidad total (Z) fue estimada entre 0,85 y 1,46 en machos y entre 0,85 y 1,91 en hembras. De acuerdo a los métodos empleados, la tasa de mortalidad natural (M) se encuentra entre 0,07 y 0,24 en machos y hembras, considerando $M=0,18$ como el valor más probable en ambos sexos.

Palabras claves: estructura de tallas, crecimiento, mortalidad, talla-peso, langosta, *Jasus frontalis*, archipiélago de Juan Fernández, Chile.

Fisheries-biological aspects and composition of the Juan Fernandez spiny rock lobster (*Jasus frontalis*) catch during the fishing season 1996-1997

ABSTRACT The catch composition and main fisheries-biological parameters of Juan Fernandez spiny rock lobster (*Jasus frontalis*), during the 1996-1997 fishing season were analyzed. A total of 22,997 specimens were measured at sea. Only 8.8% were over the minimum commercial size (98 mm). Cephalothoracic lengths of males were comprised between 60.5 and 134.5 mm and between 60.5 and 137.5 in the females. Within the total catch sampled at sea, the

* Artículo generado como parte del proyecto "Análisis y evaluación indirecta de la pesquería de la langosta en el archipiélago de Juan Fernández (Proyecto FIP 96/22), financiado por el Fondo de Investigación Pesquera y realizado por la Universidad Católica de Valparaíso.

females were in higher proportion (52.2%), and dominant in the range of 80.5 – 104.5 mm. Mean lengths varied between 83.9 and 88.7 in males, and between 83.7 and 89.9 mm in females.

Before shipment to the continent, 4,048 commercial specimens were analyzed on land. Lengths of these specimens were between 93.5 and 152.5 mm in males and 94.5 and 146.5 in females. Sex proportion of the global landing was the same as the one recorded in the catch analyzed at sea, with a higher number of females over males (57.9%).

Analyzing the length frequency distributions of landings and of catch at sea, seven molting stages were revealed, each one representing a year of age. The increment per molt is between 6.5 and 10.5 mm per molt, with the following growth curves:

$$L_c = 212,5780 * (1 - \exp^{-0,0707 * (t-0)}) \text{ for males and,}$$

$$L_c = 214,4135 * (1 - \exp^{-0,0697 * (t-0)}) \text{ for females}$$

The relationship between the cephalotorax length (L_c , mm) and total weight (W_t , g) was defined by: $W = 0,0017 * L_c^{2,7830}$ in males and $W_t = 0,0034 * L_c^{2,6597}$ in females. Total mortality (Z), was estimated between 0.85 and 1.46 for males and between 0.85 and 1.91 for females. Accordingly with the used methods, the natural mortality rate (M) was defined between 0.07 and 1.24 for males and females, considering $M = 0.18$ to be the most likely value for both sexes.

Key words: size composition, growth, mortality, length-weight relationship, spiny rock lobster, *Jasus frontalis*, Juan Fernandez archipelago, Chile.

INTRODUCCIÓN

En la actualidad, la actividad pesquera que se realiza en el archipiélago de Juan Fernández está centrada casi exclusivamente en la explotación de la langosta (*Jasus frontalis* H. Milne-Edwards, 1837) y, en mucho menor grado, en la extracción de peces pelágicos y demersales, la mayoría de ellos utilizados como carnada en las trampas empleadas para la captura de esta especie. La alta dependencia de la economía insular respecto a la comercialización de este crustáceo reviste permanente preocupación, ya que ésta queda sometida a las fluctuaciones en la abundancia que se observan interanualmente. Esto último, sumado al hecho de que el esfuerzo de pesca ha sido incrementado progresivamente al intentar aumentar las capturas, hace necesario que se monitoree periódicamente este recurso, a fin contar con información biológico-pesquera que permita determinar el estado de situación en que se encuentra el stock.

A pesar de la importancia socio-económica de este recurso, los trabajos realizados sobre esta especie han sido efectuados en forma esporádica y por lo general restringidos a cortos períodos, principalmente durante los meses del verano y otoño (Arana, 1983). No obstante lo anterior, se destacan las campañas de recolección de información biológico-pesquera realizadas en torno a las islas Robinson Crusoe y Santa Clara, en forma sistemática y durante todo un año o temporada de pesca, por la Es-

cuela de Ciencias del Mar en 1971-1972 (Arana y Melo, 1973), en 1980-1981 (Arana y Toro, 1985) y en 1996-1997 (Arana y Vega, 2000), así como por el Instituto de Fomento Pesquero en 1984-1985 (Henríquez *et al.*, 1985).

Pese a la relevancia de esta pesquería, en los últimos 10 años no se han recolectado antecedentes sobre la estructura de tallas y demás aspectos biológicos y pesqueros. Por dicha razón, el presente estudio está orientado a describir la composición de las capturas y de los desembarques, así como también a determinar la relación talla-peso, los parámetros de crecimiento y las tasas de mortalidad natural (M) y total (Z) en la langosta.

MATERIALES Y MÉTODOS

Aspectos generales

La información sobre la langosta de Juan Fernández fue recolectada en aguas circundantes a las islas Robinson Crusoe y Santa Clara, durante la temporada de pesca 1996-1997. Debido a características propias de esta pesquería, se realizaron paralelamente muestreos biológico-pesqueros de las capturas en el mar entre diciembre de 1996 y mayo de 1997 y de los desembarques entre enero y mayo de 1997.

En el primer caso, la muestra estuvo constituida por todos los ejemplares capturados en las trampas revisadas, lo que permite controlar los ejemplares de talla inferior a la legalmente establecida para la comercialización de este recurso, los que deben ser devueltos al mar en el mismo lugar en que se extraen, al igual que las hembras con huevos visibles entre los pleópodos. De ahí la importancia de efectuar el análisis de estos ejemplares a bordo de las embarcaciones, ya que representa la única oportunidad de obtener información acerca de esa fracción del stock. En el segundo caso, los desembarques comerciales representan únicamente a los ejemplares extraídos con talla superiores a la mínima de comercialización, excluyendo a las hembras ovíferas, registros que se obtuvieron en forma previa al envío de las langostas hacia el continente.

Distribuciones de frecuencias de tallas

La identificación del sexo de los ejemplares se efectuó mediante las diferencias morfológicas de los pleópodos y por la ubicación del poro genital (quinto pereiópodo en machos y tercer pereiópodo en hembras) (Gaete y Arana, 1985). A su vez, la longitud cefalotorácica se consideró como la distancia en línea recta medida desde el arco postocular hasta el límite posterior del caparazón (Arana y Toro, 1985). Estas mediciones se realizaron con un medidor vernier, con precisión de 0,1 mm.

Es preciso señalar que esta forma de medir los ejemplares no corresponde al modo exigido para determinar el tamaño mínimo legal de desembarque de las langostas, que se mide a partir de la base de las antenas. Para solucionar este inconveniente, se tomó en cuenta que aproximadamente los 98 mm, medidos desde el arco postocular, equivalen a los 115 mm establecido para la protección de este recurso (Decreto Ministerio de Fomento N°1.584, del 30 de abril de 1934).

Los registros de longitud cefalotorácica fueron agrupados en intervalos de 1 mm obteniendo con ello las respectivas distribuciones de frecuencias de tallas, separadamente machos y hembras. Los registros recolectados en el mar permitieron obtener la estructura de tallas del stock, mientras que la información de los ejemplares comerciales examinados en tierra, amplificada al monto desembarcado en el correspondiente mes, generó la estructura de tallas del desembarque mensual. Las distribuciones de frecuencias de tallas fueron analizadas estadísticamente, estimando en cada una de ellas la media aritmética, mediana, moda, varianza, desvia-

ción estándar, error estándar y coeficiente de variación.

Proporción sexual global y a la talla

El análisis de la proporción sexual, tanto global del período analizado como por mes, se realizó considerando por separado las capturas en el mar y los desembarques. En ambos casos, para obtener la proporción sexual global por mes, se consideró el número de machos y hembras totales, calculando con dichos valores el porcentaje correspondiente a cada sexo. Para probar la existencia de diferencia estadística en la relación esperada de 1:1 entre machos y hembras se utilizó el test χ^2 .

Por otra parte, la proporción sexual a la talla mensual fue determinada utilizando intervalos de 5 mm, graficando la proporción de machos a la talla de acuerdo a Wenner (1972). Con el objeto de eliminar la fuente de variación producida por los cambios mensuales y estacionales en la proporción sexual global, la información original fue ponderada mensualmente. Para ello se supone que el total de ejemplares de cada sexo en la muestra corresponde a un 100%, recalculando enseguida el número de individuos en los respectivos rangos de longitud. Con los valores así obtenidos se volvió a determinar el porcentaje de machos y hembras en cada intervalo de talla.

Relación talla-peso

Para determinar la relación talla-peso, se analizaron los ejemplares en tierra, determinando a cada uno de ellos la longitud cefalotorácica y el peso total. Este último correspondió al peso total de los ejemplares en estado fresco, utilizando para el registro del peso una balanza electrónica digital con una precisión de 0,1 g. Se tuvo especial precaución en que los ejemplares pesados presentaran todos sus apéndices.

Con estos registros se ajustó el modelo de poder que relaciona el peso total (W) y la talla (L_c), separadamente en cada sexo, según el método de mínimos cuadrados no lineales, resuelto mediante el método numérico Newton, incluido en la subrutina Solver de la planilla de cálculo Excel:

$$Wt = a * Lc^b$$

Posteriormente, con el fin de probar la existencia de isometría en dichas relaciones, es decir $b = 3$, se aplicó el test t de Student, y su valor de probabilidad asociado. Al respecto, es necesario señalar que,

a pesar de que este test es aplicable sólo en el análisis de modelos de regresión lineal, puede ser aplicado en este caso ya que dicho parámetro se mantiene invariable al pasar de un dominio no-lineal a uno lineal y viceversa.

De esta manera se tiene:

$$t = \frac{b - 3}{S_b}$$

donde:

b : parámetro del modelo de machos o hembras,

s_b : desviación estándar de b

De acuerdo a este test se planteó la siguiente dódima de hipótesis:

H_0 : $b = 3$

H_a : $b \neq 3$

Al respecto, si la probabilidad del estadístico calculado es mayor al nivel de significancia, $\alpha = 0,05$, se acepta H_a . Posteriormente, se aplicó el test de Student para determinar la similitud entre el parámetro b de machos y hembras.

Crecimiento

Para determinar el patrón de crecimiento de la langosta, se analizaron separadamente y para cada sexo, las distribuciones de frecuencias de tallas globales de la captura muestreada en el mar y del desembarque. En el presente estudio se consideró que la distribución de frecuencias de tallas está constituida por un cierto número de estados de muda. Cada uno de estos estados corresponde a una agrupación de ejemplares durante el período de intermuda, en el cual la longitud individual permanece virtualmente invariable dentro de un rango de tallas dado, distribuyéndose en él los individuos en forma normal, después de haber mudado igual número de veces e incrementado en longitud a una tasa promedio determinada (Arana y Martínez, 1985).

Para separar las curvas normales correspondientes a cada distribución, como primer intento se utilizó el procedimiento de Bhattacharya (1967), incluido en la subrutina de Análisis de Progresión Modal (MPA) del programa FiSAT (FAO-ICLARM Stock Assessment Tools) y descrito en forma detallada por Sparre y Venema (1997). Sin embargo, este

procedimiento fue posteriormente descartado debido a la imposibilidad de distinguir y seleccionar apropiadamente en este caso las rectas que caracterizan a las componentes modales.

Por tal motivo, primeramente se recurrió a la inspección visual de las distribuciones mensuales de frecuencias de tallas de machos y hembras, a partir de lo cual se pudieron establecer en forma aproximada las diferentes modas. Para esto, se consideró como referencia la estructura por grupos modales encontrada por Arana y Martínez (1985). Estos autores señalan que las fracciones comercial y no comercial que aparecen en las trampas están compuestas por ejemplares que mudan una sola vez al año, por lo que las componentes normales, que en crustáceos representan estados de muda, en este caso particular corresponderían también a clases de edad.

Para determinar los estados de muda presentes en las distribuciones de frecuencias de tallas de la captura global muestreada en el mar y del desembarque global se implementó una rutina de cálculo en Excel basada en la minimización del estadístico χ^2 , método que fue descrito por McDonald y Pitcher (1979):

$$\text{Min } \chi^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(f_i - \hat{f}_i)^2}{\hat{f}_i}$$

donde f_i y \hat{f}_i corresponden respectivamente a la frecuencia observada y esperada, de los ejemplares presentes en cada uno de los m intervalos de tallas. Esta última frecuencia corresponde a:

$$\hat{f}_i = \sum_{j=1}^k \hat{f}_{ij} \quad (i = 1, \dots, m)$$

donde \hat{f}_{ij} es la frecuencia esperada de ejemplares en el intervalo de tallas i presente en cada una de las k componentes, y que a su vez se obtiene de:

$$\hat{f}_{ij} = \phi_j * N * \hat{p}_{ij}$$

con:

N : Número total de ejemplares presentes en la distribución de frecuencias de tallas,

ϕ_j : Proporción de N individuos presentes en la componente j ,

\hat{p}_{ij} : Función de probabilidad normal con media m_j y desviación estándar s_j correspon-

diente a la marca de clase x del intervalo de tallas i :

$$\hat{p}_{ij} = (2\pi\sigma_j^2)^{-1/2} \exp\left\{-\frac{(x_i - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\}$$

Mediante el método numérico Newton incluido en la subrutina Solver de la planilla de cálculo Excel, se minimizó el estadístico χ^2 , definido anteriormente, con lo cual se estimaron los parámetros, \bar{x}_j , s_j y m_j que caracterizan a las k componentes.

Para realizar este análisis, se emplearon las siguientes restricciones:

- $0 \leq \phi_j \leq 1$
- $\sum_{j=1}^k \phi_j = 1$
- $m_1 < m_2 < \dots < m_k$, con el fin de evitar la multiplicidad de soluciones equivalentes, que pueden ser obtenidas por simple permutación de los índices (McDonald y Pitcher, 1979).

Además, se consideró adicionalmente el índice de separación (IS), descrito por Sparre y Venema (1997):

$$IS_{(j+1,j)} = 2 * \left(\frac{\mu_{(j+1)} - \mu_{(j)}}{\sigma_{(j+1)} + \sigma_{(j)}} \right)$$

que indica que es imposible separar dos componentes si es que éste alcanza un valor inferior a 2.

A pesar de que en este análisis las longitudes medias de las k componentes no fueron forzadas a ser coincidentes con una función de crecimiento en particular, se condicionó el ajuste de modo que las medias de las componentes cumplieran con la siguiente restricción:

$$\mu_{j+1} - \mu_j \leq \mu_j - \mu_{j-1}$$

a fin de que la separación entre cada una de ellas, vale decir, que el incremento por muda sea sucesivamente menor o igual a medida que aumenta la talla de los ejemplares.

Para comenzar el ajuste, fue necesario proporcionar el número de componentes presentes en la muestra y los parámetros característicos de cada una de ellas, vale decir \bar{x}_j , s_j y m_j . Luego, estos valores fueron modificados manualmente hasta que se logró un ajuste apropiado en términos visuales, para finalmente emplear la subrutina Solver de la plani-

lla de cálculo y estimar los parámetros que minimizan el estadístico χ^2 .

Es importante destacar que en algunas circunstancias los procedimientos matemáticos de ajuste se ven dificultados por el elevado número de parámetros involucrados (en este caso la media, desviación estándar y la proporción de ejemplares de cada componente) lo que imposibilita estimarlos en forma simultánea. Debido a lo anterior, es necesario reducir su número, dejando algunos de éstos constantes y otros variables, probando consecutivamente diferentes escenarios de ajuste.

Es así como fue necesario minimizar el criterio χ^2 por etapas, en cada una de las cuales se determina un subconjunto de parámetros, mientras el resto de ellos deben permanecer fijos. En el presente caso, se procedió de igual forma a la sugerida por McDonald y Pitcher (1979), calculando en primer lugar las proporciones, dejando las medias y desviaciones estándar fijas.

Función de crecimiento

Una adecuada representación del crecimiento de los crustáceos se obtiene graficando una serie escalonada, en la cual se consideran incrementos de talla decrecientes, la frecuencia anual de muda y el período aproximado en que se efectúa cada ecdisis. Sin embargo, al agrupar un conjunto de ejemplares que mudan en momentos diferentes, se obtiene un ajuste de crecimiento medio de una cohorte convertido en una curva de carácter aproximadamente continua (Sparre y Venema, 1997).

Debido a esta razón, para determinar la función de crecimiento individual por sexo, se utilizó el modelo de von Bertalanffy (1938) que considera la longitud media del cuerpo de los individuos en función de la edad:

$$\bar{L}_i = L_{\infty}(1 - e^{-k(t_i - t_0)})$$

\bar{L}_i : longitud cefalotorácica media de la i -ésima componente

t_0 : edad hipotética a la talla igual a 0

t_i : edad actual de la i -ésima componente

L_{∞} : última talla media hipotética del stock

k : parámetro de crecimiento de Brody

Dicho modelo fue ajustado mediante el método de mínimos cuadrados no lineales, resuelto mediante el método numérico Newton incluido en

la subrutina Solver de la planilla de cálculo Excel. Para esto, se consideraron, conjuntamente, las longitudes medias de los estados de muda presentes en la estructura de tallas globales de las capturas muestreadas en el mar y de los desembarques y la correspondiente edad asignada a cada uno de ellos. A fin de objetivizar la asignación de la edad, se consideraron diferentes estructuras, con cada una de las cuales se ajustó una curva de crecimiento. Finalmente, se escogió la estructura que originó el mejor ajuste en términos de los errores estándar más bajos en los parámetros estimados (L_{∞} , k y t_0), teniendo especial consideración en el valor de este último parámetro.

Tasa instantánea de mortalidad total (Z)

El cálculo de la tasa de mortalidad total (Z) se realizó en cada sexo, considerando en forma separada la estructura de tallas de las capturas globales obtenidas en el mar y en los desembarques. Para tal efecto se emplearon los métodos I de van Sickle (1977), Jones y van Zalinge (1982) y Pauly (1983a, 1983b, 1984).

El primero de estos métodos consistió en ajustar una recta a los valores logarítmicos del número de individuos presentes (N_i) en cada rango de tallas (Lc_i):

$$\ln(N_i) = a + s * Lc_i$$

A partir de la pendiente (s), se estimó la tasa de mortalidad total Z mediante la siguiente expresión:

$$Z = -g * s + k$$

donde:

g : tasa media de crecimiento anual de 9 mm, determinada por Pavez y Arana (1982) mediante de metodologías de marcaje

k : parámetro de crecimiento de Brody

Por otro lado, empleando la metodología de Jones y van Zalinge (1982) se ajustó una línea recta a los logaritmos naturales de la captura acumulada de los individuos con talla mayor o igual que cierta longitud cefalotorácica Lc_i :

$$\ln(C(Lc_i, L_{\infty})) = a + \frac{Z}{k} * (L_{\infty} - Lc_i)$$

A partir de la pendiente de esta recta se estimó Z considerando un valor de k .

Por último, se consideró el método de Pauly (1983a, 1983b, 1984) que anula los efectos del cre-

cimiento desigual de la edad en relación a la longitud de los individuos mediante la incorporación de los parámetros de crecimiento de la especie:

$$\ln\left(\frac{N_i}{\Delta t_i}\right) = a + Z * t_i$$

donde:

N_i : número de individuos en la marca de clase i

t_i : edad relativa del ejemplar en la marca de clase i

Δt_i : tiempo que tarda un organismo en crecer desde la marca de clase i-1 hasta la marca de clase i dado por:

$$\Delta t_i = \frac{1}{k} * \ln\left(\frac{(Lc_{\infty} - Lc_i)}{(Lc_{\infty} - Lc_{i-1})}\right)$$

donde, a su vez:

Lc_i : límite inferior de la marca de clase

Lc_s : límite superior de la marca de clase

Cabe señalar que en las metodologías antes indicadas, las estimaciones de Z se obtuvieron a partir de los ajustes de regresión lineal que presentaron el coeficiente de determinación más alto.

Mortalidad natural (M)

La estimación de la mortalidad natural se realizó en base a dos enfoques metodológicos. En primer lugar se emplearon los siguientes métodos bioanalógicos:

- Método de Rikhter y Efanov (1976):

$$M = \frac{1,521}{(TMS_{50\%})^{0,720}} - 0,153$$

donde $TMS_{50\%}$ es la edad de primera madurez sexual, obtenida mediante la transformación a edad de la talla de primera madurez sexual de hembras y de machos, determinadas por Arana *et al.* (1982) mediante la ecuación de crecimiento de cada sexo (a establecer en el presente estudio).

- Método de Roff (1984):

$$M = \frac{3k * \exp^{-k * TMS_{opt}}}{1 - \exp^{-k * TMS_{opt}}}$$

donde MS_{opt} corresponde a la edad en que el 100% de los ejemplares se encuentran sexualmente maduros. Este valor, al igual que en el caso anterior, fue obtenido a partir de la transformación a edad de la talla de primera madurez sexual determinada por Arana *et al.* (1982).

- Modelo de Taylor (1958):

$$M = \frac{2,966 * k}{2,966 + k * t_0}$$

donde k y t_0 corresponden a los parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy.

- Modelo de Beverton y Holt (1956):

$$M = \frac{5}{T_{m\acute{a}x}}$$

donde $T_{m\acute{a}x}$ (años) corresponde a la máxima longevidad del individuo obtenida mediante la transformación a edad de la longitud $L_{m\acute{a}x}$, dada por:

$$L_{m\acute{a}x} = L_{\infty} * 0,95$$

- Modelo de Alverson y Carney (1975):

$$M = \frac{b * k}{e^{0,25 * k * T_{m\acute{a}x}} - 1}$$

donde b corresponde al parámetro de la relación talla-peso.

Cabe señalar que las estimaciones de M mediante métodos bioanalógicos descritos corresponden sólo a índices de carácter referencial, razón por la cual se determinó un valor de M alternativo, según la adaptación del modelo estructurado a la talla de Jones y van Zalinge (1982), definido anteriormente para el cálculo de Z . Este procedimiento fue aplicado a la distribución de frecuencias de tallas global de las capturas registradas en el mar, separadamente para machos y hembras.

Para esto, se consideró el segmento de la curva comprendido entre la talla en que se completa el reclutamiento al arte de pesca, es decir, la moda de la frecuencia de tallas y la talla de primera captura. Teóricamente, se considera que en dicho rango sólo actuaría la mortalidad natural por lo que la pendiente

te obtenida en el ajuste (Z/k) corresponde realmente a M/k . A partir de este resultado se determinó el valor de M conocidos previamente los parámetros de la función de crecimiento (L y k).

RESULTADOS

Análisis de las capturas en el mar

Aspectos generales

Con el objeto de conocer la estructura de talla en las capturas de *Jasus frontalis*, se efectuaron 215 salidas de pesca alrededor de las islas Robinson Crusoe y Santa Clara, entre diciembre de 1996 y mayo de 1997, en las que se revisó un total de 3.126 trampas. El número de ejemplares medidos en el mar, alcanzó un total de 22.997 ejemplares, de los cuales 10.991 (47,8%) correspondieron a machos y 12.006 (52,2%) a hembras. El mayor número de mediciones se registró en abril de 1997 con 8.246 individuos, mientras que el menor se registró en diciembre de 1996 con 663 individuos (Tabla 1).

Por otro lado, la proporción mensual de ejemplares sobre la talla mínima de comercialización presentó valores mínimos de 7,4% en machos, 6,4% en hembras y 6,7% para ambos sexos, registrados todos ellos en febrero de 1997. Asimismo, los máximos fueron registrados en diciembre, con valores de 15,5%, 17,2% y 16,3%, respectivamente. Los machos presentaron un mayor porcentaje de ejemplares comerciales que las hembras entre febrero y mayo y también en términos globales. Al considerar la captura global de ambos sexos, se observó que los ejemplares comerciales correspondieron sólo al 8,8% de los ejemplares medidos (Tabla 2).

Proporción sexual global y a la talla

El porcentaje de machos en las muestras mensuales fluctuó entre 34,3% en febrero y 57,1% en mayo. De acuerdo al test χ^2 se establecieron diferencias significativas ($P < 0,05$) en la relación esperada 1:1 entre los sexos en la mayoría de los meses analizados, a excepción de diciembre. De esta manera, los machos predominaron en abril y mayo, mientras que en enero, febrero y marzo predominaron las hembras, con valores cercanos al 60% (Tabla 1).

Por otro lado, el porcentaje global de ejemplares sobre la talla mínima de comercialización fue de 10,0% en hembras, 7,6% en machos y 8,8% al considerar ambos sexos. En términos mensuales se observó una tendencia similar entre los sexos, con

porcentajes que variaron entre 7,4% y 15,5%, en hembras, y entre 6,3% y 17,1%, en machos; registrándose respectivamente dichos valores extremos en febrero de 1997 y en diciembre de 1996 (Tabla 2).

Al considerar sólo la fracción de ejemplares sobre la talla mínima de comercialización, se determinó igualdad en la relación esperada de 1:1 entre los sexos únicamente en diciembre ($P > 0,05$) (Tabla 3). Las hembras predominaron en enero y febrero mientras que los machos lo hicieron entre marzo y mayo. Este sexo también predominó en términos globales durante el período analizado con 54,6% (Tabla 3), contrariamente a lo registrado al considerar la captura global muestreada en el mar donde

los machos alcanzaron el 47,8% (Tabla 1).

La proporción sexual a la talla determinada mensualmente no describe una tendencia clara de la predominancia de alguno de los sexos, sino más bien una distribución de valores cercanos al 50%. En general, los machos se presentaron en mayor proporción bajo 80,5 mm y sobre 105,5 mm de caparazón. Esto mismo fue observado al considerar la información en términos globales con valores que variaron entre 45,6% y 69,7% (Fig. 1).

Estructura de tallas

Las longitudes cefalotorácicas de la langosta estuvieron comprendidas entre 60,5 y 134,5 mm en machos y entre 60,5 y 137,5 mm en hembras. Las

Tabla 1. Proporción sexual en la captura mensual muestreada en el mar, estimación del test χ^2 y el correspondiente valor de probabilidad.

Table 1. Sex proportion in the monthly catch sampled at sea, estimation of χ^2 and its corresponding p-value.

Mes	Machos		Hembras		Ambos sexos	Test χ^2	Valor P
	Número	(%)	Número	(%)			
Diciembre	354	53,4	309	46,6	663	2,920	0,087
Enero	1.494	38,1	2.427	61,9	3.921	221,531	< 0,05
Febrero	815	34,3	1.564	65,7	2.379	235,185	< 0,05
Marzo	1.902	46,5	2.190	53,5	4.092	20,129	< 0,05
Abril	4.316	52,3	3.930	47,7	8.246	17,975	< 0,05
Mayo	2.110	57,1	1.586	42,9	3.696	74,007	< 0,05
Global	10.991	47,8	12.006	52,2	22.997	44,710	< 0,05

Tabla 2. Captura mensual muestreada en el mar. Ejemplares bajo y sobre la talla mínima de comercialización.

Table 2. Sampled monthly catch at sea. Specimens under and above the minimum commercial length.

Talla de los ejemplares	dic	ene	feb	Mes mar	abr	may	Total
Machos							
< 98 mm	299	1334	755	1710	3879	1911	9888
≥ 98 mm	55	160	60	192	437	199	1103
% ≥ 98 mm	15,5	10,7	7,4	10,1	10,1	9,4	10,0
Hembras							
< 98 mm	256	2163	1465	2046	3675	1485	11090
≥ 98 mm	53	264	99	144	255	101	916
% ≥ 98 mm	17,2	10,9	6,3	6,6	6,5	6,4	7,6
Ambos sexos							
< 98 mm	555	3497	2220	3756	7554	3396	20978
≥ 98 mm	108	424	159	336	692	300	2019
% ≥ 98 mm	16,3	10,8	6,7	8,2	8,4	8,1	8,8

distribuciones de frecuencias de tallas de ambos sexos son muy similares entre sí, con una mayor concentración de ejemplares entre 75 y 95 mm, presentando en todos los casos la moda a los 90,5 mm, con un escaso número sobre 100 mm de longitud cefalotorácica (Fig. 2).

Las distribuciones de frecuencias de tallas de machos y hembras fueron similares en todos los

meses de estudio (Figs. 3 y 4). Los machos se distribuyeron en un rango de tallas más amplio que el observado en las hembras en diciembre, marzo y mayo. No obstante lo anterior, en este último mes, la diferencia de rangos es de sólo 1 mm. Además, en las distribuciones de machos se observó la moda en 90,5 mm entre enero y mayo, alcanzando 86,5 mm en diciembre. Asimismo, en hembras se obser-

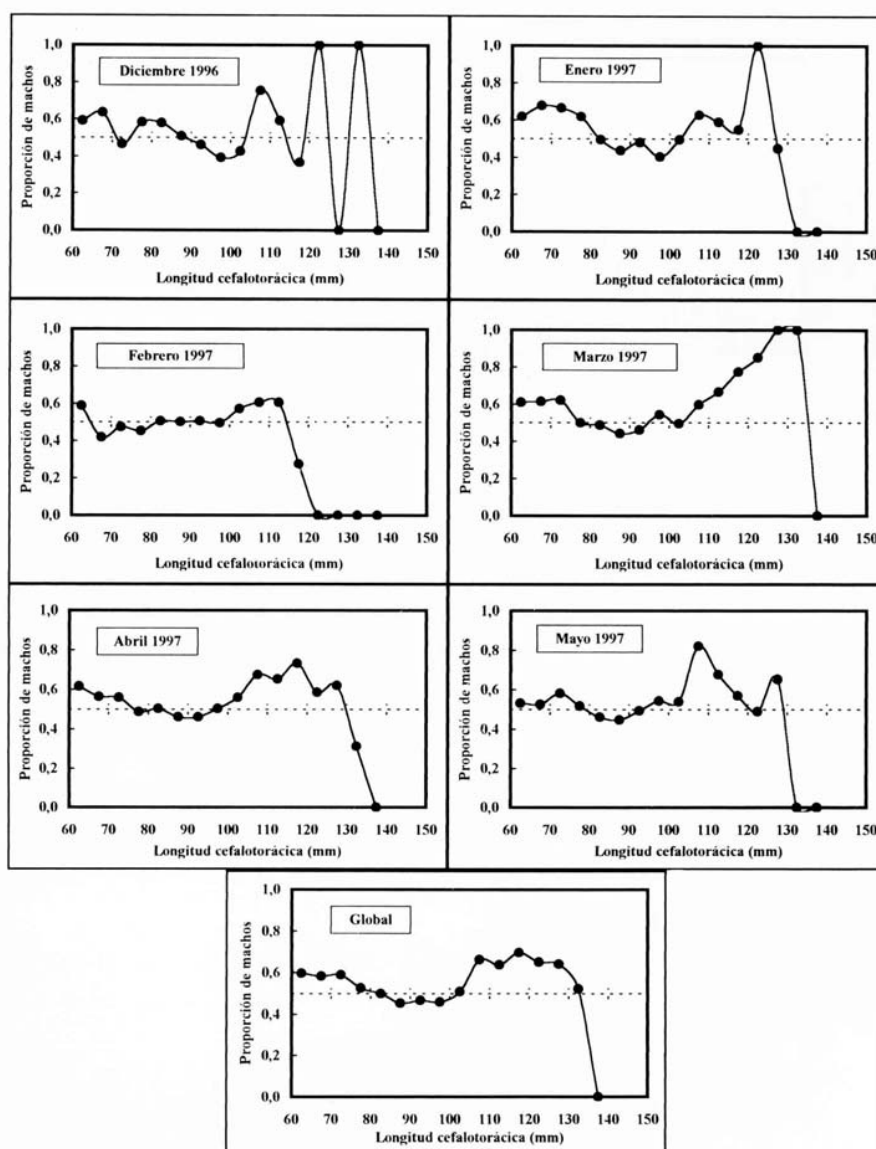


Figura 1. Proporción sexual a la talla de la captura mensual muestreadas en el mar.

Figure 1. Sex proportion at length in monthly catch sampled at sea.

vó la moda en 90,5 mm entre marzo y mayo, y la moda más relevante en 96,5 mm en diciembre (Tabla 4).

Por otro lado, respecto a la variabilidad presente en las distribuciones de cada mes, las longitudes cefalotorácicas de los machos presentan una mayor variabilidad, en relación a los valores medios, que las hembras a excepción de lo registrado en febrero. Asimismo, en este mes se registró una desviación

estándar menor respecto a los meses restantes, con valores de 8,9 mm en machos y 9,2 mm en hembras. A su vez, los mayores valores de esta medida de dispersión se registraron en mayo en machos y hembras, con valores de 11,5 y 10,3 mm, respectivamente (Tabla 4).

En cuanto a las tallas medias, éstas variaron entre 83,9 y 88,7 mm en machos y 83,7 y 89,9 mm en hembras. Además, al comparar estos valores por

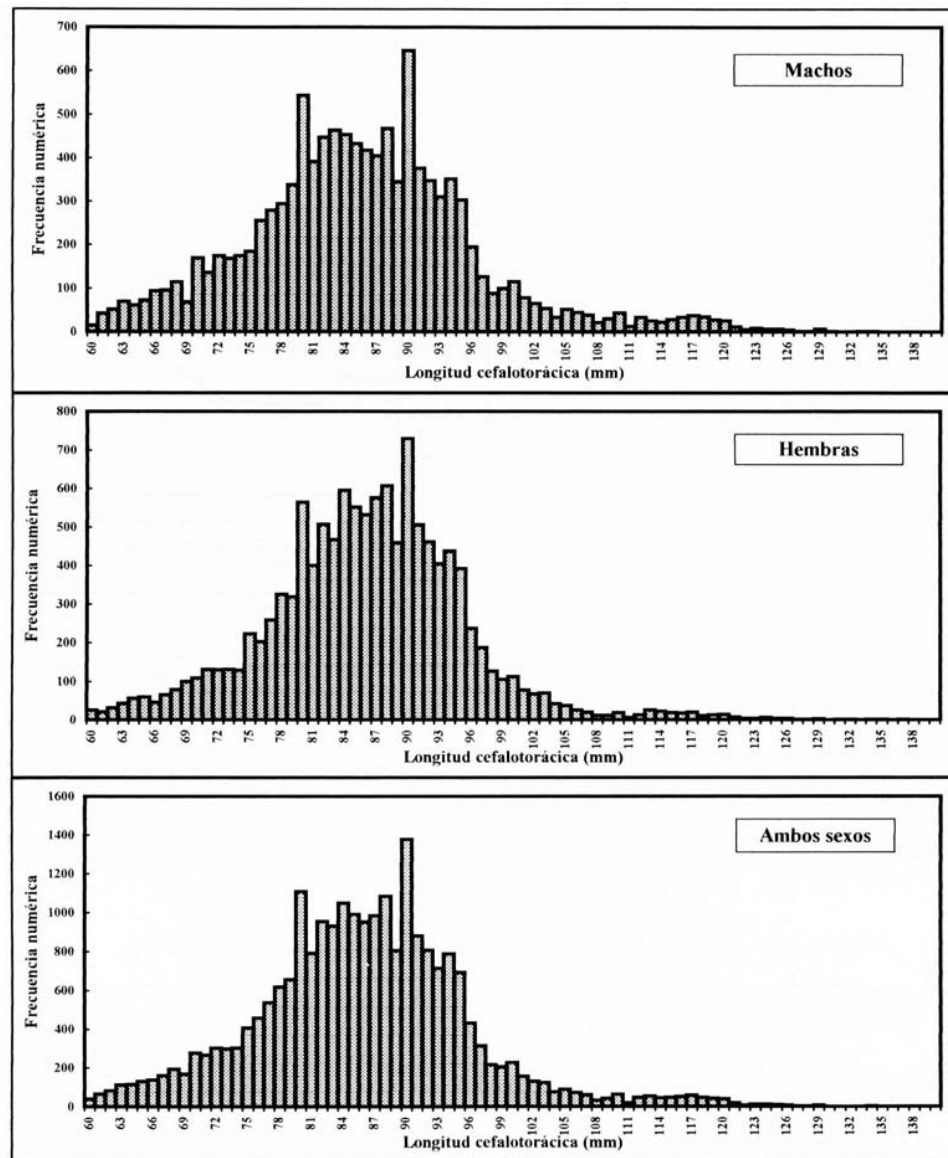


Figura 2. Distribuciones de frecuencias de tallas por sexo de la captura global muestreada en el mar.

Figure 2. Length frequency distributions by sex of the global catch sampled at sea.

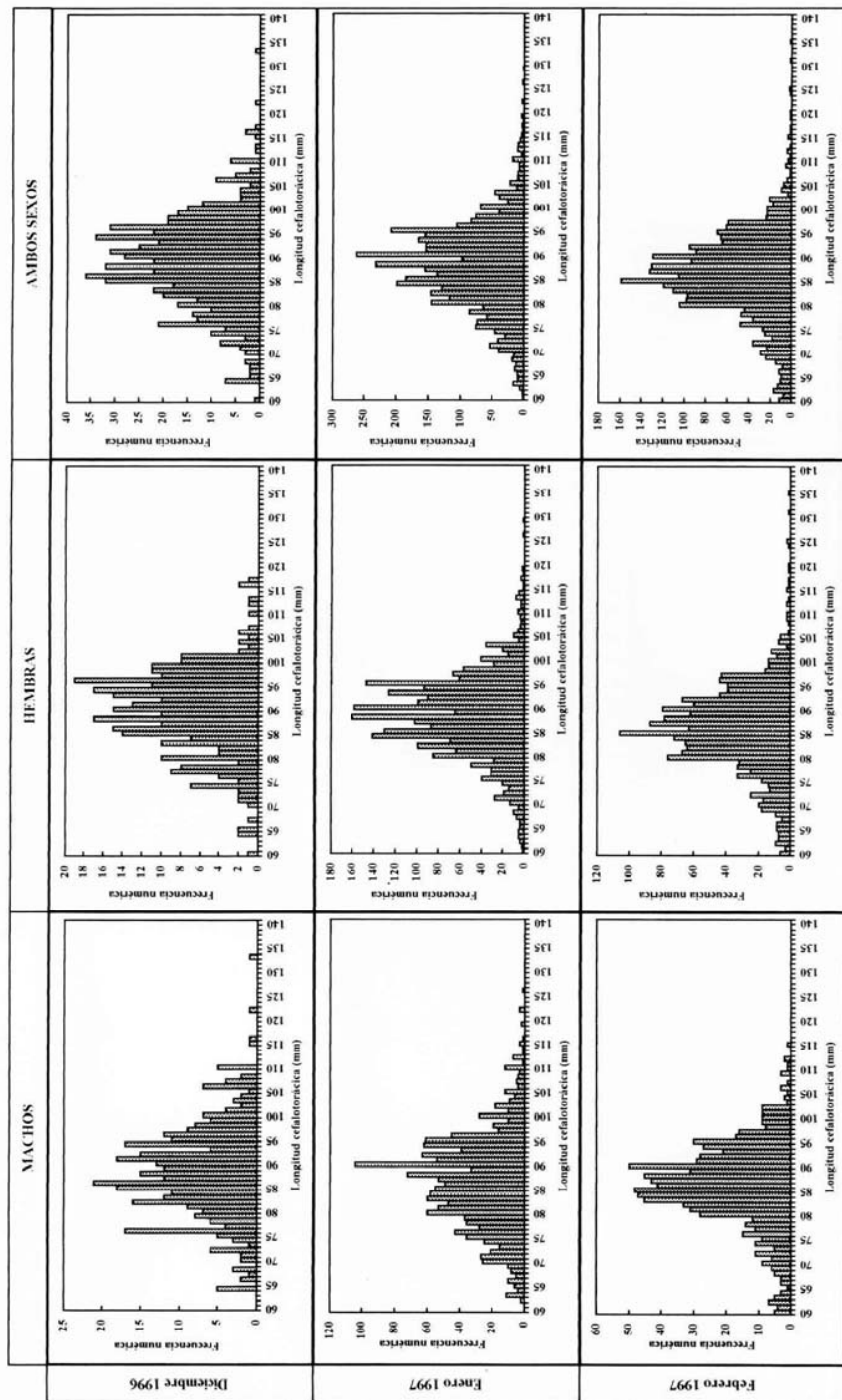


Figura 3. Distribuciones de frecuencias de tallas por mes y sexo en las capturas muestreadas en el mar (diciembre 1996 – febrero 1997).
 Figure 3. Length frequency distributions by month and sex in catches sampled at sea (December 1996 – February 1997).

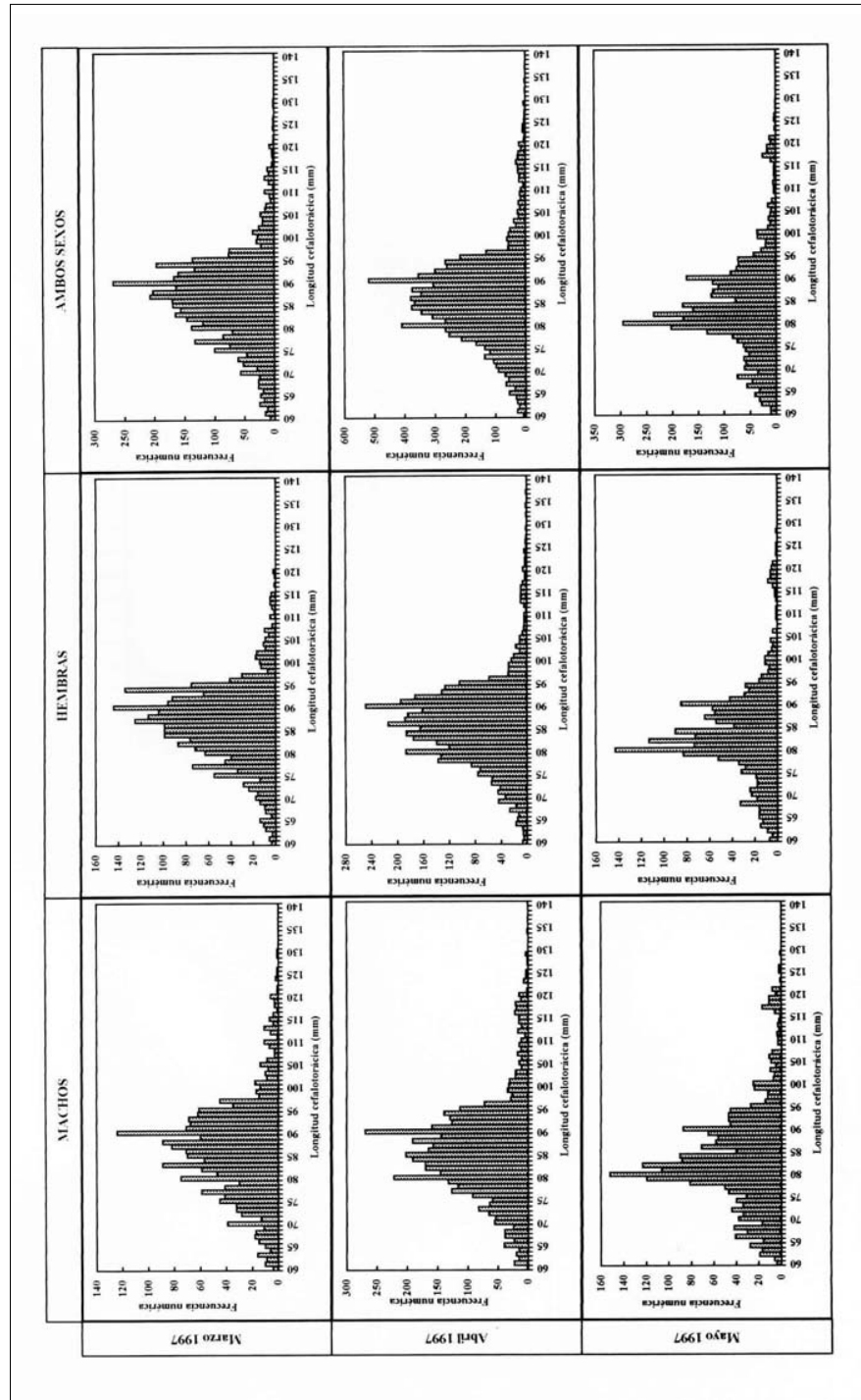


Figura 4. Distribuciones de frecuencias de tallas por mes y sexo en las capturas muestreadas en el mar (marzo 1997 – mayo 1997).

Figure 4. Length frequency distributions by month and sex in catches sampled at sea (March 1996 – May 1997).

mes, no se establecieron diferencias significativas entre las medias de machos y hembras, excepto en enero, mes en el cual la media de las hembras es significativamente superior a la de los machos ($P < 0,05$) (Tabla 5).

Análisis de los desembarques

Aspectos generales

El número de ejemplares comerciales de *J. frontalis* medidos previo al envío hacia el continente alcanzó un total 4.048 ejemplares, de los cuales 1.947 (48,1%) correspondieron a machos y 2.101 (51,9%) a hembras. El mayor número de mediciones se registró en febrero con 1.178 individuos, mientras que el menor se registró en mayo con 344 ejemplares (Tabla 6).

Proporción sexual global y a la talla

Al considerar la información de los ejemplares medidos proyectada al desembarque mensual registrado y la estimación del test χ^2 , se establecieron diferencias estadísticamente significativas en la relación esperada de 1:1 entre los sexos en casi todos los meses analizados, excepto en marzo ($P > 0,01$). De esta manera, las hembras predominaron en enero y febrero, mientras que en mayo y abril predominaron los machos. Asimismo, en términos globales, se determinó una diferencia significativa en el porcentaje de machos y hembras ($P < 0,05$); en total, 11.050 (42,1%) ejemplares correspondieron a machos y 15.169 (57,9 %) a hembras (Tabla 7).

La proporción sexual a la talla describe una tendencia similar en los diferentes meses y en términos globales, consistente con la correspondiente a la captura mensual y global obtenida en el mar, determinada anteriormente. Es así como los machos

se presentaron en porcentajes entre 50% y 60%, elevando su presencia sobre el extremo superior del rango de distribución, es decir, sobre 130 mm (Fig. 5).

Estructura de tallas

Las longitudes cefalotorácicas de los ejemplares presentes en los desembarques mensuales estuvieron comprendidas entre 93,5 y 152,5 mm en machos y entre 94,5 y 146,5 mm en hembras (Tabla 8). Al revisar esta información por mes, se registró una pequeña diferencia en la amplitud del rango de distribución en los sexos, la que no obstante, no sobrepasó los 6 mm (marzo). Al inspeccionar las gráficas correspondientes a machos y hembras, se observó la similitud de las respectivas distribuciones en todos los meses, caracterizadas por la concentración de ejemplares en el extremo inferior del rango global de tallas, encontrándose una importante proporción del total de ejemplares distribuidos entre 97 y 110 mm, aproximadamente (Figs. 6 y 7).

La mediana, valor al cual se alcanza el 50% de los ejemplares de la distribución, estuvo comprendida entre 104,2 y 107,7 mm en machos y entre 102,8 y 106,0 mm en hembras (Tabla 8). Cabe señalar, que en todos los casos esta medida de tendencia central alcanzó valores inferiores a la media, lo que se ve reflejado en las distribuciones de frecuencias de tallas (Figs. 6 y 7).

Con respecto a la variabilidad presente en las distribuciones establecidas en cada mes, cabe señalar que en todos los meses las tallas de los machos presentaron una mayor variabilidad en relación al valor promedio que las hembras. En enero se registró la menor desviación estándar respecto a los meses restantes con valores de 6,0 mm en machos y de

Tabla 3. Proporción sexual en la captura mensual muestreada en el mar considerando sólo la fracción de ejemplares sobre la talla mínima de comercialización, estimación del test χ^2 y el correspondiente valor de probabilidad.

Table 3. Sex proportion in the monthly catch sampled at sea related to specimens above the minimum commercial length, estimation of test χ^2 and its corresponding p-value.

Mes	Ejemplares > 98 mm						Total
	dic	ene	feb	mar	abr	may	
% machos	50,9	37,7	37,7	57,1	63,2	66,3	54,6
test χ^2	0,009	25,021	9,082	6,574	47,342	31,363	7,135
Valor P	0,923	< 0,05	< 0,05	< 0,05	< 0,05	< 0,05	< 0,05

Tabla 4. Estadística descriptiva de las distribuciones de frecuencias de tallas de la captura mensual muestreada en el mar (Valores en mm).

Table 4. Descriptive statistics of length frequency distributions of monthly catch sampled at sea.

	Estadística descriptiva	Machos	Hembras	Total
diciembre 1996	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	64,5	60,5	60,5
	- Final	133,5	117,5	133,5
	NUMERO DE MARCAS	70	58	74
	MEDIANA	88,4	90,6	89,3
	MODA	86,5	96,5	86,5
	VARIANZA	102,6	84,2	94,2
	DESVIACION ESTANDAR	10,1	9,2	9,7
	ERROR ESTANDAR	0,54	0,52	0,38
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,11	0,10	0,11
enero 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	62,5	60,5	60,5
	- Final	126,5	129,5	129,5
	NUMERO DE MARCAS	65	70	70
	MEDIANA	87,3	88,9	88,3
	MODA	90,5	88,5	90,5
	VARIANZA	98,2	73,6	83,6
	DESVIACION ESTANDAR	9,9	8,6	9,1
	ERROR ESTANDAR	0,26	0,17	0,15
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,11	0,10	0,10
febrero 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	60,5	60,5	60,5
	- Final	115,5	135,5	135,5
	NUMERO DE MARCAS	56	76	76
	MEDIANA	86,8	86,4	86,5
	MODA	90,5	85,5	85,5
	VARIANZA	79,6	83,8	82,4
	DESVIACION ESTANDAR	8,9	9,2	9,1
	ERROR ESTANDAR	0,31	0,23	0,19
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,10	0,11	0,11
marzo 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	60,5	60,5	60,5
	- Final	130,5	120,5	130,5
	NUMERO DE MARCAS	71	61	71
	MEDIANA	87,1	87,5	87,4
	MODA	90,5	90,5	90,5
	VARIANZA	118,5	78,3	97,0
	DESVIACION ESTANDAR	10,9	8,9	9,8
	ERROR ESTANDAR	0,25	0,19	0,15
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,13	0,10	0,11
abril 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	60,5	60,5	60,5
	- Final	134,5	137,5	137,5
	NUMERO DE MARCAS	75	78	78
	MEDIANA	85,92	86,49	86,20
	MODA	90,50	90,50	90,50
	VARIANZA	121,06	86,19	104,44
	DESVIACION ESTANDAR	11,00	9,28	10,22
	ERROR ESTANDAR	0,17	0,15	0,11
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,13	0,11	0,12
mayo 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	60,5	60,5	60,5
	- Final	129,5	128,5	129,5
	NUMERO DE MARCAS	70	69	70
	MEDIANA	82,5	83,0	82,7
	MODA	90,5	90,5	90,5
	VARIANZA	131,5	105,8	120,5
	DESVIACION ESTANDAR	11,5	10,3	11,0
	ERROR ESTANDAR	0,25	0,26	0,18
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,14	0,12	0,13

Tabla 5. Comparación de la talla media (mm) entre sexos en la captura mensual muestreada en el mar.**Table 5. Comparison of mean length (mm) between sexes in the monthly catch sampled at sea.**

		Machos	Hembras	Total
diciembre 1997	MEDIA	88,7	89,9	89,3
	- Límite inferior	87,7	88,9	88,5
	- Límite superior	89,8	90,9	90,0
	Test de Student	1,52		
	Valor P	0,13		
enero 1997	MEDIA	87,0	88,7	88,0
	- Límite inferior	86,5	88,3	87,7
	- Límite superior	87,5	89,0	88,3
	Test de Student	5,71		
	Valor P	0,00		
febrero 1997	MEDIA	86,4	86,1	86,2
	- Límite inferior	85,8	85,7	85,9
	- Límite superior	87,0	86,6	86,6
	Test de Student	0,64		
	Valor P	0,52		
marzo 1997	MEDIA	86,6	86,9	86,8
	- Límite inferior	86,2	86,5	86,5
	- Límite superior	87,1	87,3	87,1
	Test de Student	0,78		
	Valor P	0,43		
abril 1997	MEDIA	86,4	86,3	86,4
	- Límite inferior	86,1	86,0	86,1
	- Límite superior	86,8	86,6	86,6
	Test de Student	0,75		
	Valor P	0,46		
mayo 1997	MEDIA	83,9	83,7	83,8
	- Límite inferior	83,4	83,2	83,5
	- Límite superior	84,4	84,2	84,2
	Test de Student	0,45		
	Valor P	0,65		

5,6 mm en hembras, mientras que la mayor se registró en mayo con 10,0 y 9,0 mm, respectivamente (Tabla 8).

Con relación a las tallas medias, se observó que éstas variaron mensualmente entre 105,5 y 109,9 mm en machos y entre 104,5 y 108,7 mm en hembras. Además, al comparar estos valores por mes, se observó que los machos presentaron una talla media superior a la observada en las hembras. No obstante lo anterior, mediante el análisis estadístico de comparación de medias entre los sexos, sólo se confirmó esta tendencia entre marzo y mayo ($P < 0,05$). Esto último fue verificado al considerar los intervalos de confianza, detectándose en ambos sexos una clara superposición de los intervalos (Tabla 9).

Relación talla-peso

El modelo de poder ajustado separadamente en machos y hembras sin huevos presentó coeficientes de determinación superiores a 0,8, alcanzando un valor de 0,81 en hembras y 0,89 en machos. A partir de los parámetros regresionales obtenidos en cada sexo se graficaron las curvas resultantes, observándose una tendencia similar en ambos sexos (Fig. 8).

El parámetro “b” de esta relación alcanzó valores de 2,78 y 2,66, en machos y hembras, respectivamente, los que no presentan diferencias estadísticas entre los sexos ($P > 0,05$). No obstante, ambos valores difieren estadísticamente del valor esperado de 3 (test t; $P < 0,05$), por lo que se comprobó la existencia de alometría negativa en esta especie (Tabla 10).

Crecimiento

La separación de componentes normales presentes en la estructura de tallas de la captura global lograda en el mar y del desembarque global, per-

Tabla 6. Ejemplares analizados previo al envío hacia el continente.**Table 6. Specimens analyzed previous to their dispatch to the continent.**

Sexo		Mes					Total
		Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	
Machos	n	174	466	633	452	222	1.947
	%	39,2	39,6	48,2	58,8	64,5	48,1
Hembras	n	270	712	680	317	122	2.101
	%	60,8	60,4	51,8	41,2	35,5	51,9
Total	n	444	1.178	1.313	769	344	4.048

Tabla 7. Proporción sexual en el desembarque mensual, estimación del test χ^2 y su valor de probabilidad.Table 7. Sex proportion of monthly landing, estimation of χ^2 test and its p-value.

Mes	Machos		Hembras		Test χ^2	Valor P
	Número	(%)	Número	(%)		
Enero	1.905	39,2	2.955	60,8	227,20	< 0,05
Febrero	1.734	39,6	2.650	60,4	191,18	< 0,05
Marzo	1.530	48,2	1.644	51,8	4,07	0,04
Abril	906	58,8	635	41,2	47,52	< 0,05
Mayo	434	64,5	238	35,5	56,79	< 0,05
TOTAL *	11.050	42,1	15.169	57,9	647,30	< 0,05

* corresponde al desembarque total registrado entre octubre (1996) y mayo (1997)

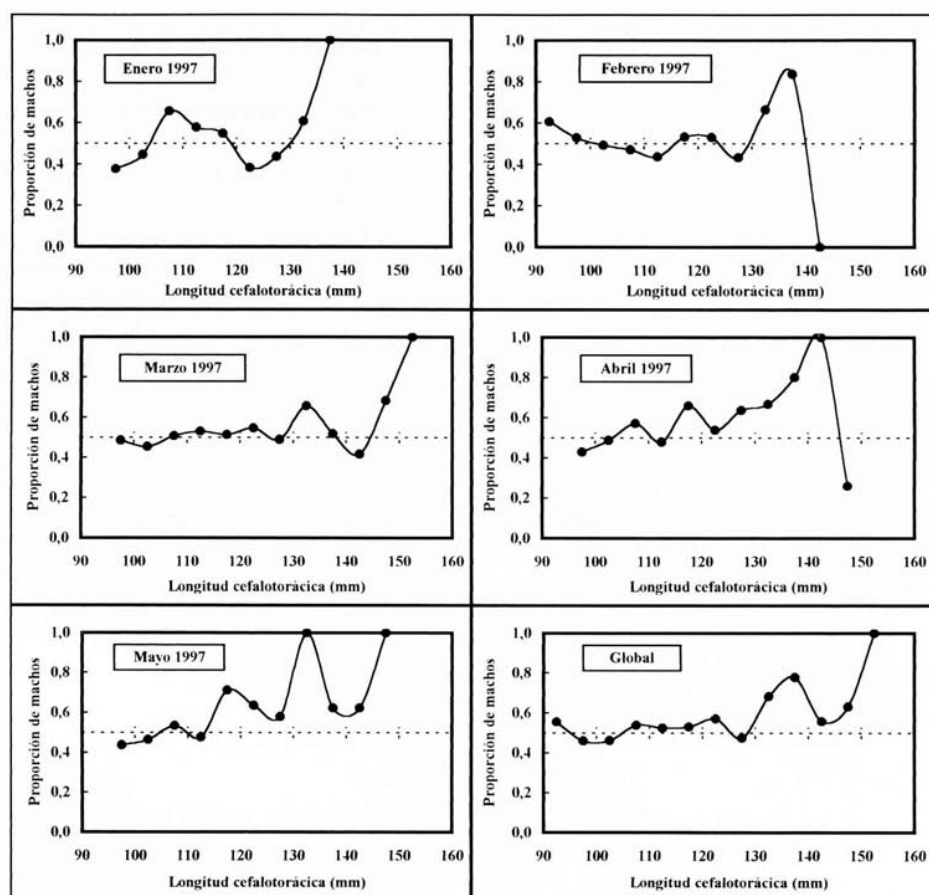


Figura 5. Proporción sexual a la talla en el desembarque mensual.

Figure 5. Sex proportion at length in monthly landings.

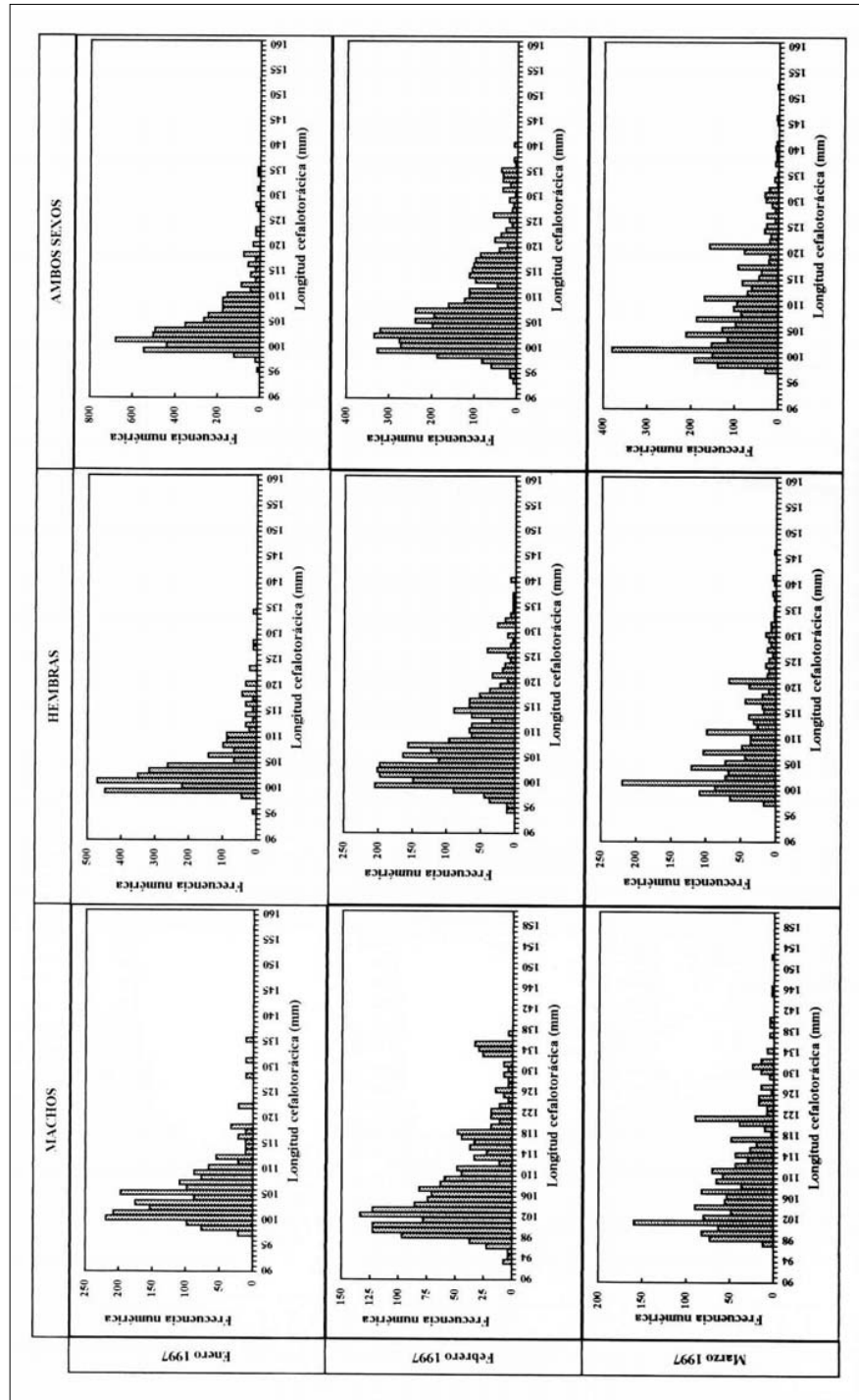


Figura 6. Distribuciones de frecuencias de tallas por mes y sexo en el desembarque (enero a marzo 1997).
Figure 6. Length frequency distributions by month and sex in landings (January through March 1997).

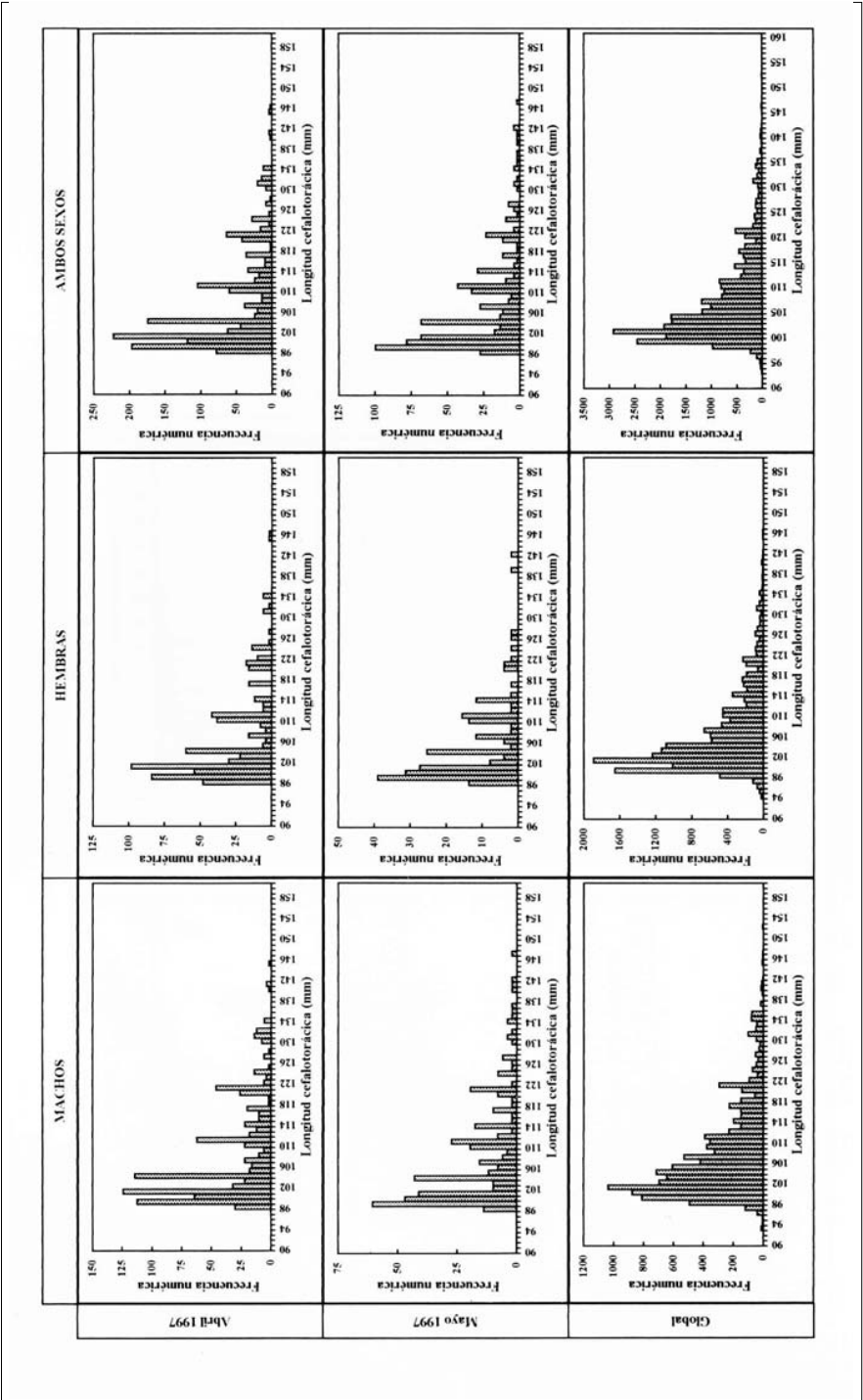


Figura 7. Distribuciones de frecuencias de tallas por mes y sexo en el desembarque (abril, mayo y global).
Figure 7. Length frequency distributions by month and sex in landings (April, May and global).

Tabla 8. Estadística descriptiva de las distribuciones de frecuencias de tallas en el desembarque mensual (valores en mm).**Table 8. Descriptive statistics of length frequency distributions in monthly landing (values in mm).**

	Estadística descriptiva	Machos	Hembras	Total
enero 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	97,5	95,5	95,5
	- Final	135,5	134,5	135,5
	NUMERO DE MARCAS	39	40	41
	MEDIANA	104,2	102,8	103,2
	MODA	100,5	101,5	101,5
	VARIANZA	36,5	31,7	33,8
	DESVIACION ESTANDAR	6,0	5,6	5,8
	ERROR ESTANDAR	0,14	0,10	0,08
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,06	0,05	0,06
febrero 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	93,5	94,5	93,5
	- Final	137,5	140,5	140,5
	NUMERO DE MARCAS	45	47	48
	MEDIANA	105,4	105,4	105,4
	MODA	102,5	99,5	102,5
	VARIANZA	94,7	70,1	79,9
	DESVIACION ESTANDAR	9,7	8,4	8,9
	ERROR ESTANDAR	0,23	0,16	0,14
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,09	0,08	0,08
marzo 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	97,5	97,5	97,5
	- Final	152,5	146,5	152,5
	NUMERO DE MARCAS	56	50	56
	MEDIANA	107,7	106,0	106,9
	MODA	101,5	101,5	101,5
	VARIANZA	91,8	79,4	85,8
	DESVIACION ESTANDAR	9,6	8,9	9,3
	ERROR ESTANDAR	0,25	0,22	0,16
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,09	0,08	0,09
abril 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	98,5	98,5	98,5
	- Final	145,5	146,5	146,5
	NUMERO DE MARCAS	48	49	49
	MEDIANA	104,8	103,2	104,3
	MODA	101,5	101,5	101,5
	VARIANZA	92,3	78,0	87,1
	DESVIACION ESTANDAR	9,6	8,8	9,3
	ERROR ESTANDAR	0,32	0,35	0,24
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,09	0,08	0,09
mayo 1997	MARCA DE CLASE			
	- Inicial	98,5	98,5	98,5
	- Final	147,5	142,5	147,5
	NUMERO DE MARCAS	50	45	50
	MEDIANA	105,1	103,6	104,5
	MODA	99,5	99,5	99,5
	VARIANZA	100,9	81,0	94,4
	DESVIACION ESTANDAR	10,0	9,0	9,7
	ERROR ESTANDAR	0,48	0,58	0,37
	COEFICIENTE DE VARIACION	0,09	0,08	0,09

mitió establecer la composición por estados de muda que corresponden al stock explotado de langosta de Juan Fernández, tanto en su fracción comercial como no comercial. Al analizar la distribución de frecuencias de tallas de la captura global obtenida en el mar, separadamente para machos y hembras, se establecieron 7 estados de muda (Tabla 11 y Fig. 9).

La separación entre las medias de las componentes estimadas, vale decir, el incremento de talla por muda, no siguió una tendencia decreciente como fue sugerido en la formulación de este procedimiento, alcanzando valores extremos de 8,0 y 9,6 mm en machos y de 7,8 y 10,5 mm en hembras, respectivamente. No obstante lo anterior, en este último sexo se observó una separación entre medias de 8,6 mm, valor que se repitió desde el estado de muda $i+3$ hasta el $i+6$ (Tabla 11).

La predominancia de los estados de muda $i+2$ y $i+3$, que corresponden a ejemplares de talla inferior a la establecida como mínima legal de comercialización, es clara en las distribuciones de ambos sexos, con 38,2% y 32,8% en machos y 42,2% y 38,9% en hembras. En cambio los estados de muda con talla media igual o superior a la referida anteriormente, contienen sólo el 11,2% y 8,2% de los machos y hembras, respectivamente (Tabla 11).

Por otro lado, al aplicar este procedimiento a la estructura de tallas del desembarque global en ambos sexos, se determinaron 6 estados de muda. Los tres primeros de éstos coincidieron con los 3 últimos determinados en la estructura de tallas de la captura global obtenida en el mar; aspecto verificado de acuerdo a la similitud en las longitudes medias de las respectivas componentes (Tablas 11 y 12, Fig. 9 y 10). En este caso, el incremento de talla por muda fue menor al determinado en la captura global en el mar, manteniéndose constante y semejante en ambos sexos alcanzando un valor cercano a 6,6 mm (Tabla 12 y Fig.

Tabla 9. Comparación de tallas medias entre sexos en el desembarque mensual (valores en mm).**Table 9. Comparison of mean lengths between sexes in monthly landing (values in mm).**

		Machos	Hembras	Total
enero 1997	MEDIA	105,5	104,5	104,9
	- Límite inferior	104,6	103,8	104,3
	- Límite superior	106,4	105,1	105,4
	Test de Student	1,79		
	Valor P	0,07		
febrero 1997	MEDIA	108,4	107,6	107,9
	- Límite inferior	107,5	107,0	107,4
	- Límite superior	109,3	108,3	108,4
	Test de Student	1,41		
	Valor P	0,16		
marzo 1997	MEDIA	109,9	108,7	109,3
	- Límite inferior	109,2	108,0	108,8
	- Límite superior	110,7	109,3	109,8
	Test de Student	2,48		
	Valor P	0,01		
abril 1997	MEDIA	108,5	106,8	107,8
	- Límite inferior	107,6	105,8	107,1
	- Límite superior	109,4	107,8	108,4
	Test de Student	2,52		
	Valor P	0,01		
mayo 1997	MEDIA	108,8	106,1	107,8
	- Límite inferior	107,4	104,6	106,8
	- Límite superior	110,2	107,6	108,9
	Test de Student	2,50		
	Valor P	0,01		

10).

Para la determinación de la curva de crecimiento continuo de von Bertalanffy, se consideró la estructura por estados de muda, considerando en forma conjunta la información obtenida del análisis de la captura global registrada en el mar y la del desembarque global. Debido a que ésta coincide con la estructura determinada por Arana y Martínez (1982), el primer estado de muda determinado en el presente estudio correspondería a la clase de edad 5.

Es así como la longitud cefalotorácica asintótica (L_{∞}) fue estimada en 212 mm y 214 mm en machos y hembras, respectivamente. En relación con k , la estimación de este parámetro fue de 0,07 en machos y hembras. Cabe mencionar que el mejor ajuste ($R^2 = 0,99$) se logró con un $t_0 = 0$, en ambos sexos (Tabla 13).

Alternativamente, se probaron otros escenarios de ajuste, considerando una asignación de edad diferente para el primer estado de muda determinado anteriormente de 4 y 6 años. Si bien en todos los casos se obtuvo un alto coeficiente de determinación, los parámetros estimados considerando una edad de este primer grupo de 5 años presentaron los errores estándar más bajos, por lo que dicho ajuste fue considerado como representativo de la especie (Tabla 13, Fig. 11).

Estimación de mortalidades

Para determinar la tasa de mortalidad total (Z) de la langosta de Juan Fernández, en primer lugar se empleó la distribución de frecuencias de tallas de la captura global proveniente del mar. En términos generales, las estimaciones de Z fueron mayores en hembras. Las rectas obteni-

Tabla 10. Parámetros del modelo de poder ajustado a los registros talla (mm) – peso total (g).**Table 10. Parameters for the adjusted power model for length (mm) – total weight (g) records.**

Sexo	Nº de datos	Rango observado		Parámetros regresionales		R ²	Estadístico t (isometría)	Valor P
		Talla (mm)	Peso (g)	a	b			
Machos	282	99,4 - 139,0	587 - 1576	$1,73 * 10^{-3}$ <i>$5,21 * 10^{-4}$</i>	$2,783$ <i>$6,58 * 10^{-2}$</i>	0,89014	3,30	P < 0,05
Hembras	219	98,9 - 120,9	678 - 1234	$3,41 * 10^{-3}$ <i>$3,20 * 10^{-4}$</i>	$2,6597$ <i>$8,12 * 10^{-4}$</i>	0,81366	4,19	P < 0,05

Los valores en cursiva corresponden al error estándar de los estimados

das presentaron coeficientes de determinación superiores a 0,8 (Tabla 14).

El valor de la pendiente (s) requerida por el método I de van Sickle (1977) fue de -0,15 en machos, empleando para ello el rango de tallas comprendido entre 99,5 y 108,5 mm. De igual modo, en hembras se consideró el rango entre 98,5 y 103,5 mm, determinándose una pendiente de -0,20. A partir de estos valores se estimó una tasa de mortalidad Z de 1,5 y 1,9 en machos y hembras, respectivamente (Tabla 14, Fig. 12).

Los métodos de Pauly (1983a, 1983b, 1984) y Jones y van Zalinge (1982) fueron aplicados en un rango de tallas similar a los señalados anteriormente. Sin embargo, en relación con el método I de van Sickle (1977), con estos métodos se obtuvieron valores inferiores de Z en ambos sexos (Tabla 14, Fig. 12). Así, al aplicar el método de Pauly (1983a, 1983b, 1984), se obtuvo un valor de Z de 1,07 en machos y de 1,14 en hembras. Asimismo, mediante el método de Jones y van Zalinge (1982) se estimó

una tasa de mortalidad total de 0,85 en machos y de 1,20 en hembras (Tabla 14, Fig. 12).

Por otro lado, al realizar el cálculo de mortalidades con la distribución de frecuencias de tallas del desembarque global, se obtuvieron valores de Z inferiores respecto a los obtenidos anteriormente. Debido a que los datos presentaron una clara tendencia lineal en casi todo el rango de tallas, la estimación de Z fue realizada considerando un rango de tallas más amplio, en comparación al análisis anterior, obteniéndose un mejor ajuste, que se ve reflejado en los altos coeficientes de determinación (Tabla 14, Fig. 13). Los valores de Z más altos fueron obtenidos con el método de van Sickle (1977) de 1,19 en machos y 1,24 en hembras, mientras que al utilizar el método de Jones y van Zalinge (1982) se obtuvieron valores de Z de 0,80 y 0,86, respectivamente, en machos y hembras.

Tasa instantánea de mortalidad natural (M)

Para la estimación de la tasa de mortalidad natural

Tabla 11a. Composición por estado de muda de la captura global muestreada en el mar: Machos.

Table 11a. Composition per molt stage of the global catch sampled at sea: Males.

Estado de muda	Número de ejemplares	Proporción porcentual	Longitud cefalotorácica media (mm)	Desviación estándar	Separación entre medias (mm)	Índice de separación
i	630	5,7	65,1	3,1		
i+1	1.328	12,1	73,1	3,3	8,0	2,5
i+2	4.202	38,2	82,4	3,7	9,3	2,7
i+3	3.601	32,8	90,8	3,4	8,4	2,4
i+4	700	6,4	98,7	3,2	7,8	2,4
i+5	264	2,4	108,0	2,7	9,3	3,1
i+6	263	2,4	117,6	2,9	9,6	3,4

Tabla 11b. Composición por estado de muda de la captura global muestreada en el mar: Hembras.

Table 11b. Composition per molt stage of the global catch sampled at sea: Females.

Estado de muda	Número de ejemplares	Proporción porcentual	Longitud cefalotorácica media (mm)	Desviación estándar	Separación entre medias (mm)	Índice de separación
i	312	2,6	64,2	2,8		
i+1	972	8,1	72,1	3,3	7,9	2,6
i+2	5.062	42,2	82,6	3,9	10,5	2,9
i+3	4.670	38,9	91,2	3,4	8,6	2,4
i+4	747	6,2	99,8	3,3	8,6	2,6
i+5	123	1,0	108,4	3,0	8,6	2,7
i+6	120	1,0	117,1	2,5	8,6	3,2

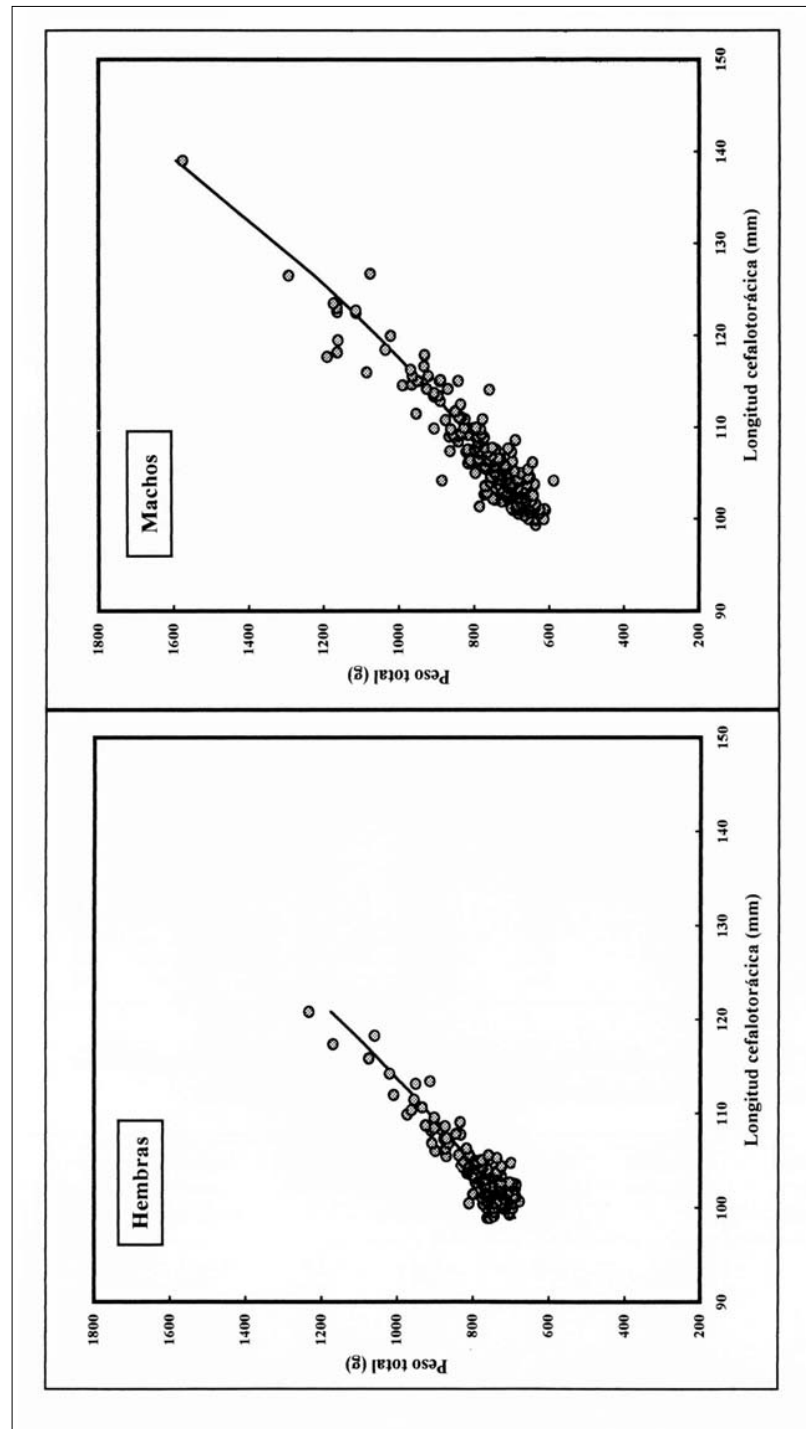


Figura 8. Relación talla-peso por sexo en la langosta de Juan Fernández.
Figure 8. Length-weight relationship by sex in Juan Fernandez's spiny rock lobster.

mediante los métodos bioanalógicos, se emplearon los parámetros de crecimiento determinados en el presente estudio y la talla de madurez sexual determinada por Arana *et al.* (1982) (Tabla 15). Los valores mínimos M fueron obtenidos con el método de Taylor (1958), que en este caso coincidió con el parámetro *k* en ambos sexos, con valores de 0,07. A su vez, los máximos valores de M se obtuvieron mediante el método de Roff (1984) con valores cercanos a 0,24 (Tabla 16).

Debido a que en el rango de tallas considerado para la aplicación del método II de van Sickle (1977), es decir, entre 90,0 y 98,5 mm (la moda y la talla de primera captura), la tendencia descrita por las observaciones no presenta un cambio significativo de pendiente, la estimación de M en dicho intervalo fue similar al valor de la mortalidad Z estimada anteriormente. Por otro lado, al emplear el método de Jones y van Zalinge (1982) modificado al mismo intervalo, las observaciones se distribuyeron con una mayor pendiente, por lo que se estimaron valores de M mayores que los de Z determinados previa-

mente, razón por la cual estas estimaciones no fueron consideradas.

DISCUSIÓN

Durante la temporada extractiva 1996-1997, el porcentaje de ejemplares comerciales correspondió a una pequeña parte de la captura total lograda en el mar (8,8%). De los antecedentes disponibles, se constata la disminución de esta fracción en los diferentes años, a diferencia del presente trabajo en el cual se determinó un leve incremento de la fracción explotada. Así, Lobell *et al.* (1947) reportó un 37,6% de langostas que cumplían con la característica de langostas comerciales, de un total de 1.390 ejemplares analizados. Posteriormente, Canessa (1965) determinó un 20,9% de ejemplares comerciales de un total de 2.083 individuos medidos, mientras que Arana y Melo (1973) determinaron 23,7% de langostas comerciales al considerar 77.679 unidades. Esta cifra disminuye drásticamente en el trabajo publicado por Arana y Toro (1985), quienes calcu-

Tabla 12a. Composición por estado de muda del desembarque global: Machos.

Table 12a. Composition per molt stage in the global landing: Males.

Estado de muda	Número de ejemplares	Proporción porcentual	Longitud cefalotorácica media (mm)	Desviación estándar	Separación entre medias (mm)	Índice de separación
i+4	5.983	54,2	101,0	2,7		
i+5	2.559	23,2	107,7	2,6	6,6	2,5
i+6	1.195	10,8	114,3	2,6	6,6	2,6
i+7	777	7,0	120,9	1,9	6,6	3,0
i+8	202	1,8	127,6	2,2	6,6	3,2
i+9	332	3,0	134,1	2,2	6,5	2,9

Tabla 12b. Composición por estado de muda en el desembarque global: Hembras.

Table 12b. Composition per molt stage in the global landing: Females.

Estado de muda	Número de ejemplares	Proporción porcentual	Longitud cefalotorácica media (mm)	Desviación estándar	Separación entre medias (mm)	Índice de separación
i+4	9.265	61,1	101,0	2,4		
i+5	3.099	20,4	107,6	2,5	6,6	2,7
i+6	1.670	11,0	114,2	2,8	6,6	2,5
i+7	494	3,3	120,8	1,1	6,6	3,3
i+8	394	2,6	127,4	2,0	6,6	4,2
i+9	248	1,6	134,0	1,8	6,6	3,5

lan un 5,7% en ejemplares comerciales de un total de 13.341 ejemplares analizados.

En términos globales, se determinó una mayor presencia de hembras en las capturas medidas en el mar y los desembarques, con 52,2% y 57,9%, respectivamente. Este resultado no coincide con la mayoría de los trabajos realizados previamente en las islas Robinson Crusoe y Santa Clara (Arana y Pizarro, 1971; Arana y Toro, 1985), en los que se señala que la pesquería de la langosta, debido en parte a las regulaciones relacionadas a las hembras ovíferas, está basada principalmente en la explotación de machos.

Sin embargo, al igual que lo reportado por Arana y Toro (1985) y Gaete y Arana (1985), durante diciembre el porcentaje de machos aumenta considerablemente, mientras que las hembras predominan de enero a marzo. Según los precitados autores, los machos predominarían entre julio y diciembre y las hembras durante el período de verano-otoño, lo que según Arana y Toro (1985) correspondería a un patrón característico de esta especie.

Según Gaete y Arana (1985), la determinación de la proporción

sexual en una muestra considerada como un todo, enmascara la proporción en que se encuentran machos y hembras en los distintos rangos de tallas. Debido a esto, considerando que la proporción sexual que se requiere conocer es aquella relacionada directamente con la estructura de la población, es que en el presente estudio se determinó la proporción sexual a la talla, expresada de acuerdo al porcentaje de machos.

Es así como en la proporción sexual a la talla establecida a partir del muestreo realizado en el mar, se determinó que los machos se presentan en altos porcentajes en longitudes cefalotorácicas mayores de 105,5 mm y bajo los 80,5 mm. Esto es similar a lo observado por Gaete y Arana (1985), quienes determinaron que los machos predominan notoriamente en tallas superiores, señalando que específicamente en el rango de 107 a 112 mm, este sexo se presentó en porcentajes cercanos a 75%. Asimismo, los porcentajes de machos de los desembarques presentaron una tendencia similar en todos los meses que concordó con las estimaciones realizadas a partir de la captura mensual y global.

En términos generales, las tallas

Tabla 13. Parámetros del modelo de crecimiento de Von Bertalanffy.
Table 13. Parameters for von Bertalanffy's growth model.

Sexo	Parámetros del modelo de von Bertalanffy			R ²
	L _∞ (mm)	k	t ₀ (años)	
Machos	212,5780	0,0707	0,0000	0,99
	<i>16,4880</i>	<i>0,0105</i>	<i>0,3376</i>	
Hembras	214,4135	0,0697	0,0000	0,99
	<i>15,8217</i>	<i>0,0098</i>	<i>0,3176</i>	

Los valores en cursiva corresponden al error estándar de los estimados

Tabla 14. Estimación de Z a partir de la captura global muestreada en el mar y del desembarque global.
Table 14. Z estimation from the global catch sampled at sea and the global landing.

Método de estimación de Z		Machos			Hembras		
		Z	R ²	Rango de tallas empleado (mm)	Z	R ²	Rango de tallas empleado (mm)
Captura global muestreada en el mar	van Sickle (1977)	1,46	0,83	99,5 - 108,5	1,91	0,95	98,5 - 107,5
	Pauly (1983a, 1983b; 1984)	1,07	0,84	98,5 - 109,5	1,14	0,89	98,5 - 103,5
	Jones y van Zalinge (1982)	0,85	1,00	98,5 - 103,5	1,20	1,00	98,5 - 105,5
Desembarque global	van Sickle (1977)	1,19	0,92	101,5 - 116,5	1,24	0,93	101,5 - 142,5
	Pauly (1983a, 1983b; 1984)	0,99	0,93	101,5 - 116,5	0,91	0,94	101,5 - 142,5
	Jones y van Zalinge (1982)	0,80	1,00	99,5 - 113,5	0,86	1,00	99,5 - 130,5

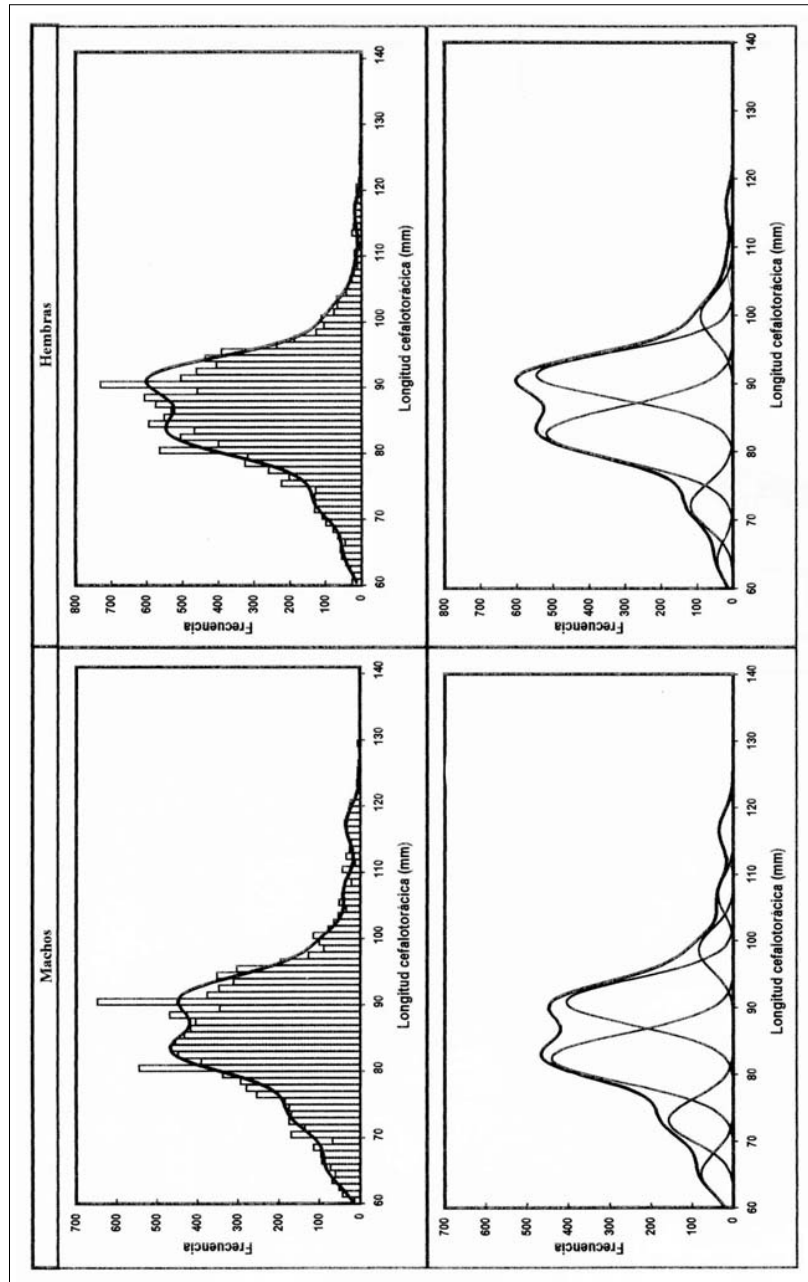


Figura 9. Composición por estados de muda de la captura global muestreada en el mar por sexo en la langosta de Juan Fernández (temporada de pesca octubre 1996-mayo 1997).

Figure 9. Composition per molt stage of the global catch sampled at sea by sex in Juan Fernandez's spiny rock lobster (fishing season October 1996-May 1997).

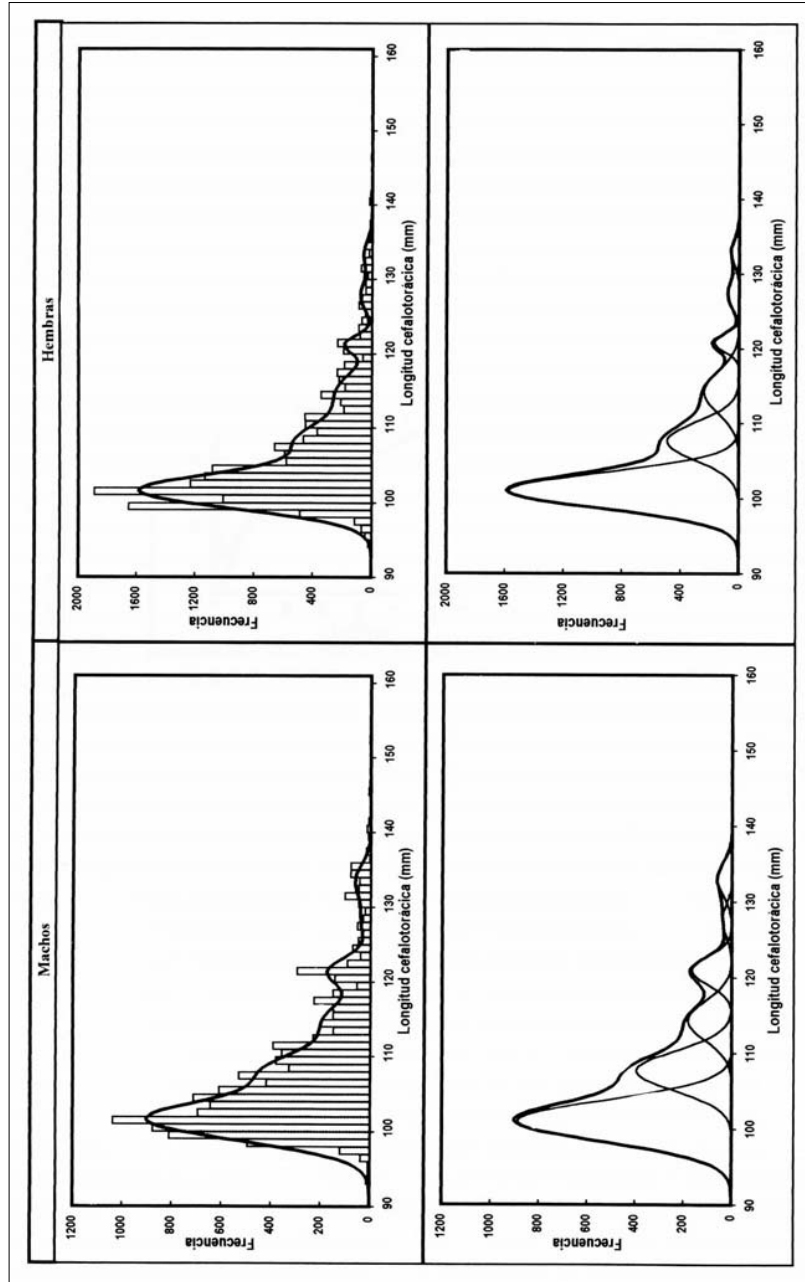


Figura 10. Composición por estados de muda del desembarque global por sexo en la langosta de Juan Fernández (temporada de pesca octubre 1996-mayo 1997).

Figure 10. Composition per molt stage of the global landing by sex in Juan Fernández's spiny rock lobster (fishing season October 1996-May 1997).

de los ejemplares medidos en el mar estuvieron comprendidas entre 60,5 y 134,5 mm en machos y entre 60,5 y 137,5 mm en hembras. De allí se observa que la talla máxima es inferior a la determinada en otros estudios realizados en el archipiélago de Juan Fernández. Así, Arana y Toro (1985) señalan un rango notoriamente más amplio en ambos sexos (53,5 y 170,5 mm, en machos y 52,5 y 172,5 mm en hembras).

En el presente estudio no se encontraron diferencias significativas en las tallas medias entre los sexos en los diferentes meses, excepto en enero, mes en el que la media de las hembras es superior a la de los machos. Esta situación fue reportada anteriormente por Arana y Toro (1985) quienes registraron que la talla media de las hembras fue superior a los machos en febrero.

Por otro lado, al considerar la información de los desembarques mensuales, las tallas medias de los machos presentaron una media superior que las hembras entre marzo y mayo. Un aspecto que vale la pena resaltar es que, si bien la investigación realizada por los precitados autores encontró longi-

tudes medias en los machos superiores a las de las hembras en 11 de los 14 meses de estudio, ambos trabajos concuerdan en los bajos valores de dichas diferencias. Según Arana y Toro (1985) ésta fue de 4,5 mm mientras que en el presente estudio dicha diferencia fue de sólo 2,0 mm.

De acuerdo a la relación talla-peso estimada en el presente estudio se determinó alometría negativa en ambos sexos además de la similitud entre éstos, alcanzando un valor de 2,7, aproximadamente. Anteriormente, Arana y Pizarro (1971) analizando dicha relación, determinaron alometría positiva en machos ($b = 3,154$) y alometría negativa en hembras ($b = 2,880$). No obstante, estos resultados no pueden ser comparados directamente con los estimados en el presente estudio, ya que en dicha oportunidad la longitud cefalotorácica de los ejemplares fue obtenida desde el extremo del rostro. Así también los métodos de ajuste de los modelos son diferentes por cuanto los precitados autores emplearon la versión linealizada de dicho modelo y aplicando el método de mínimos cuadrados tradicional, mientras que en el presente estudio se empleó mínimos cuadrados no lineales.

Por su parte, Henríquez *et al.* (1985), establecen igualmente alometría negativa con registros talla-peso de machos y hembras obtenidos en 1984 y 1985, con valores de b de 2,805 y 2,619. A pesar de que gráficamente se puede distinguir un valor mayor de b en las hembras respecto al estimado en los machos, no se realizó ninguna prueba estadística con el fin de determinar posibles diferencias entre los sexos.

En los crustáceos, el crecimiento es un proceso de carácter discontinuo, cuya representación gráfica, en términos de cada individuo, presenta una serie de escalones en orden ascendente. No obstante lo anterior, diversas metodologías y procedimientos utilizados en biología pesquera emplean los parámetros L_{∞} , k y t_0 que se determinan suponiendo un crecimiento continuo.

Es así como en el presente estudio se determinó el modelo de crecimiento de von Bertalanffy para lo cual fue necesario previamente determinar los estados de muda

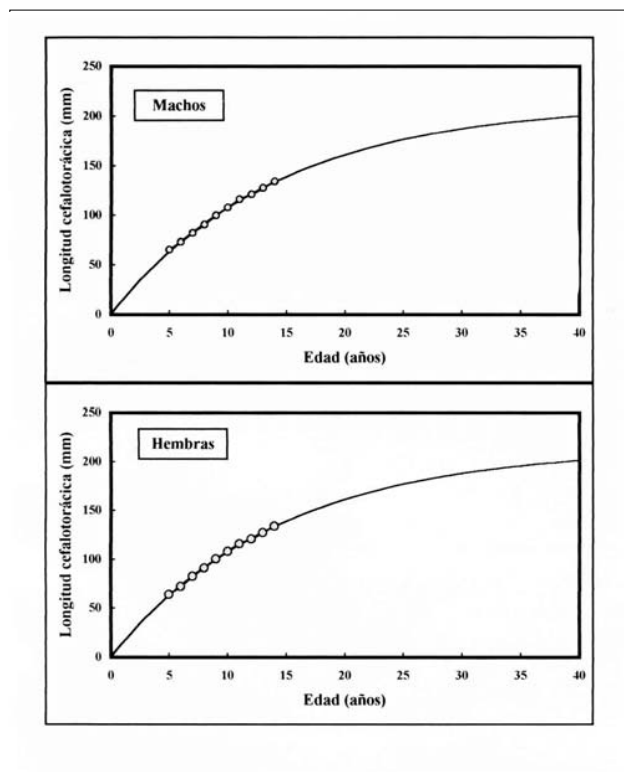


Figura 11. Curvas de crecimiento por sexo de la langosta de Juan Fernández.

Figure 11. Growth curves in Juan Fernandez's spiny rock lobster.

presentes en la estructura de tallas del stock explotado. Debido a la rigidez y limitada interactividad del programa MIX, empleado rutinariamente en este tipo de estudios, se optó por diseñar e implementar el método del estimador c^2 mínimo de separación de curvas normales en la planilla de cálculo Excel, lo que permitió guiar el proceso de manera interactiva hacia una estructura consistente con la biología del recurso.

A partir de los resultados obtenidos, el stock de langosta en las aguas circundantes a las islas Robinson Crusoe y Santa Clara, estaría compuesto por 10 estados de muda, de los cuales cuatro corresponden a individuos bajo la talla mínima legal de comercialización. En líneas generales, la estructura poblacional de este recurso separada en estados de muda coincide con la estimada por Arana y Martínez (1985), quienes establecieron seis grupos entre 60 y 120 mm, de los cuales cuatro de éstos correspondían a la fracción no comercial.

Por otro lado, el incremento de talla entre mudas fue variable en la estructura de tallas de la captura global en el mar, alcanzando valores comprendidos entre 7,9 y 10,5 mm. Sin embargo, éste fue de

6,6 mm (valor constante) en la estructura del desembarque analizada. Estos valores estarían en general de acuerdo a lo encontrado anteriormente por Arana y Martínez (1985), quienes estiman un incremento promedio entre mudas-año de 8,9 mm.

A pesar del escaso número de ejemplares con tallas superiores a 120 mm, en la estructura de tallas del desembarque global se encuentran tres estados de muda por sobre esta longitud, que corresponderían a los grupos de 12 a 14 años, cuya presencia concordaría con el patrón de crecimiento establecido en la fracción no comercial de esta especie. La baja proporción en que aparecen estos grupos en los desembarques, es un aspecto que concuerda con lo señalado previamente por Arana (1983) y Díaz (1984) en cuanto a que en el último decenio los desembarques han estado constituidos prácticamente por una sola clase anual, la de 10 años, con una escasa participación de ejemplares con 11 o más años.

La curva representativa del crecimiento de la langosta, basada en la estructura de estados de muda, coincidió con las estimaciones de Arana (1983), con valores de L_{∞} , sobre 200 mm. El precitado autor,

Tabla 15. Parámetros empleados en la estimación de la tasa de mortalidad natural M.

Table 15. Parameters used in estimating the natural mortality rate M.

Parámetros empleados	Sexo	
	Machos	Hembras
Longitud cefalotorácica asintótica (L) (mm)	212,58	214,41
Coefficiente de crecimiento (k)	0,071	0,070
Longitud total asintótica (L_c tot) (mm)	513,8	517,6
Edad de primera madurez sexual ($TMS_{50\%}$) (años)	6,5	6,4
Edad de 100% de madurez sexual ($TMS_{100\%}$) (años)	9,0	9,0
Edad máxima (T_{max}) (años)	42,4	43,0
Tasa media de crecimiento anual (mm)	9	9
Parámetro de alometría de la relación talla-peso	2,78	2,66

Tabla 16. Tasa de mortalidad natural M mediante métodos bioanalógicos.

Table 16. Natural mortality rate M, determined by means of bioanalogic methods.

Método	Machos	Hembras
Beverton y Holt (1956)	0,12	0,12
Taylor (1958)	0,07	0,07
Alverson y Carney (1975)	0,18	0,17
Rikhter y Efanov (1976)	0,20	0,20
Roff (1984)	0,24	0,24

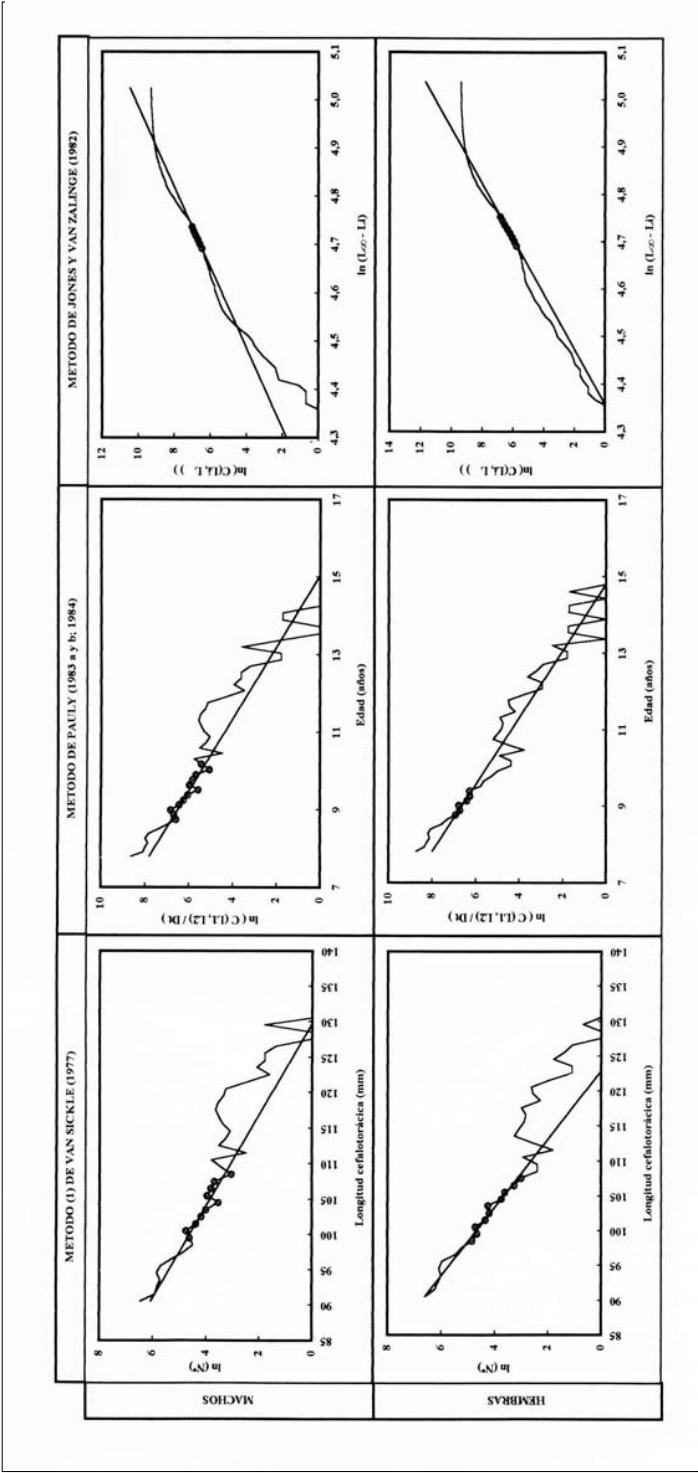


Figura 12. Estimación de Z por sexo a partir de la distribución de frecuencias de tallas en la captura global muestreada en el mar.
Figure 12. Estimation of Z by sex from length frequency distribution in the global catch sampled at sea.

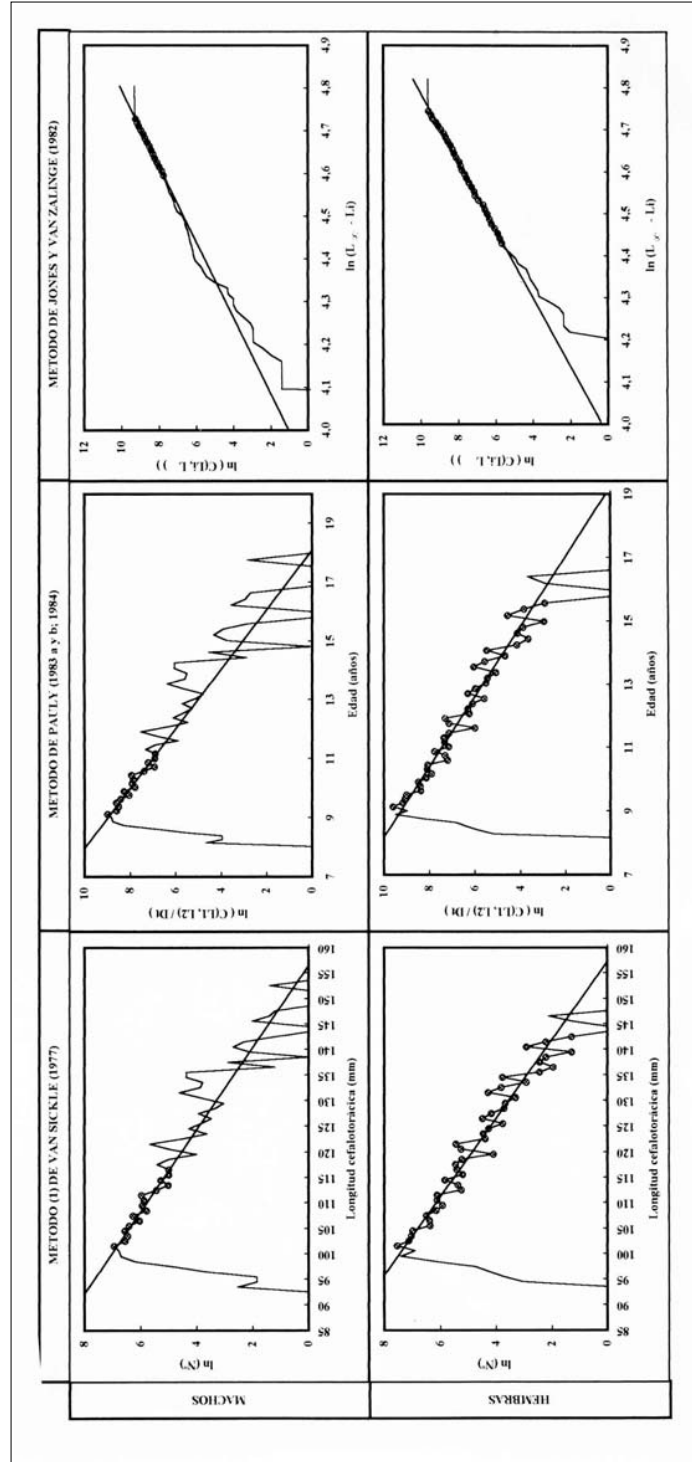


Figura 13. Estimación de Z por sexo a partir de las distribuciones de frecuencias de tallas en el desembarque global.
Figure 13. Estimation of Z by sex from length frequency distribution in the global landings.

al igual que en el presente estudio, realizó un ajuste estadístico en base a la separación de las curvas normales de una distribución polimodal, empleando registros históricos de muestreos, en donde una importante fracción del stock explotado correspondía a ejemplares de gran tamaño. Por otro lado, Venturini (1993), empleando una metodología diferente al enfoque tradicional sobre la base del análisis de las distribuciones de frecuencias de tallas estimó longitudes asintóticas de 163 mm y 156 mm de longitud cefalotorácica, en machos y hembras respectivamente, utilizando para ello registros provenientes de campañas de marcaje.

En un plano estrictamente estadístico, sería recomendable la realización de estudios que permitan revelar la influencia e importancia de la incorporación de información adicional y/o auxiliar en el ajuste del modelo de crecimiento von Bertalanffy. En este contexto sería útil realizar un ajuste ponderado que considerara la variabilidad de la media y la proporción de cada grupo modal. De esta manera se le daría a cada longitud media un peso diferenciado teniendo en consideración que los grupos modales correspondientes a ejemplares más viejos (mayor talla) tienen una menor representación, y por otro lado se estaría integrando en forma más adecuada los procedimientos de separación de componentes normales y la estimación de la curva de crecimiento.

Diversos autores coinciden en que la estimación de los parámetros de mortalidad es un aspecto imprescindible en los estudios relacionados a la dinámica poblacional de los recursos pesqueros. Sin embargo, los métodos actualmente en uso para calcular tasas de mortalidad, al igual que los empleados para estimar el crecimiento, han sido desarrollados con el fin de analizar poblaciones de peces y su aplicación en los crustáceos se debe considerar con discreción (Arana, 1983).

En el presente estudio, la determinación de Z se efectuó empleando diferentes metodologías basadas, todas ellas, en la longitud de los ejemplares, determinándose valores entre 0,9 y 1,5 en los machos y entre 0,85 y 1,9 en las hembras. Las estimaciones derivadas del análisis de la distribución de frecuencias de tallas de la captura global muestreada en el mar fueron superiores a las obtenidas a partir del desembarque global.

No obstante, cabe recordar que por la modalidad seguida en esta pesquería, vale decir, que los ejemplares bajo la talla mínima legal y las hembras

con huevos visibles bajo el abdomen deben ser devueltos al mar en el mismo lugar de captura, la distribución de frecuencias de tallas obtenida a partir de las mediciones en el mar podría incluir individuos que ya han sido medidos más de una vez durante el período en que se realizan los muestreos. Según esto, la utilización de la distribución de frecuencias de tallas de la captura sobredimensionaría la estimación de F y en consecuencia Z , por lo que la estimación válida en este caso correspondería a la obtenida a partir del análisis de la distribución de frecuencias de tallas del desembarque, con el que se asegura que efectivamente estas langostas fueron removidas del stock.

A pesar de las pequeñas diferencias determinadas entre los sexos, en la actualidad las hembras estarían afectas a una mayor tasa de mortalidad que los machos, contrariamente a lo señalado por Arana y Gaete (1984) y Díaz (1984), quienes señalaron que los machos presentarían una mayor mortalidad total. Asimismo, los resultados de este estudio contradicen lo esperado en ésta y otras especies de crustáceos, cuyas pesquerías están caracterizadas por la protección de las hembras durante el período de portación (Díaz y Arana, 1985).

No obstante, en la langosta de Juan Fernández, una posible explicación de dicha situación estaría en el consumo de ejemplares hembras bajo la talla mínima de comercialización, ya que los pescadores las prefieren sobre los machos. Estimaciones del número de ejemplares no comerciales sacrificados podrían alcanzar cifras cercanas a las 10.000 unidades por temporada, de las cuales al menos el 60% corresponderían a hembras, situación que ya fue mencionada por Arana (1985).

Por otro lado, es ampliamente sabido que la mortalidad natural de los recursos marinos es uno de los parámetros más difíciles de estimar. Los diferentes métodos para el cálculo de este parámetro han sido generados más bien para peces, organismos que tienen una biología diferente a la de los crustáceos. A su vez, gran parte de los métodos bioanalógicos empleados para su estimación dependen de los parámetros de crecimiento de von Bertalanffy, principalmente k , por lo que si éstos presentan algún grado de error o imprecisión las estimaciones de M se ven directamente afectadas. Asimismo, el método de Jones y van Zalinge (1982) no es un método tan independiente de los parámetros de crecimiento y por ende distinto de los anteriores. Además, cabe señalar que estos valores, al igual que

las estimaciones de Z, son de carácter referencial pudiendo diferir de sus respectivos valores reales si la población de este recurso no se encuentra en una situación estacionaria (Pauly, 1983).

En el presente estudio, M fluctuó entre 0,10 y 0,24 en los machos y entre 0,09 y 0,24 en las hembras, respectivamente, considerándose $M = 0,18$ como representativo de la mortalidad natural. Este valor coincide con el utilizado anteriormente por Díaz y Arana (1985) y Yáñez *et al.* (1985) en el análisis de esta pesquería.

Finalmente, se puede indicar que los resultados demuestran que la situación general de la langosta se ha mantenido en forma relativamente estacionaria y se confirman en líneas generales los parámetros y características biológico-pesqueras establecidas previamente en este recurso. No obstante, se hace evidente la necesidad de implementar en este archipiélago un sistema rutinario de recolección de información de frecuencias de tallas y de capturas y de esfuerzo. Con estos registros se haría posible monitorear periódicamente la evolución del recurso y de la pesquería en el tiempo.

AGRADECIMIENTOS

Los autores expresan su agradecimiento al Sindicato de Pescadores del Archipiélago de Juan Fernández y a los propios pescadores de estas islas, por su desinteresada y activa colaboración en la entrega de información y permitir el embarque de los técnicos para efectuar los muestreos en el mar. Igualmente, se agradece a las empresas que comercializan esta especie, al facilitar la medición de los ejemplares en forma previa a su envío al continente y a los revisores de la versión preliminar de este artículo por sus comentarios y valiosos aportes.

REFERENCIAS

- Alverson, D. y M. Carney. 1975. A graphic review of growth and decay of population cohort. J. Cons. int. Explor. Mer, 36: 133-143.
- Arana, P. 1983. Estado en que se encuentra la pesquería de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). En: P. Arana (ed.). Análisis de Pesquerías Chilenas. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 77-111.
- Arana, P. 1985. Análisis y recomendaciones sobre las medidas de regulación en la pesquería de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 291-300.
- Arana, P. 1987. Perspectivas históricas y proyecciones de la actividad pesquera realizada en el Archipiélago de Juan Fernández, Chile. En: J.C. Castilla (ed.). Islas Oceánicas Chilenas: Conocimiento científico y necesidades de investigaciones. Edic. Univ. Católica de Chile, 319-353.
- Arana, P. y V. Gaete. 1984. Estimaciones de mortalidades en crustáceos comerciales de la zona central de Chile. Inf. Int. Lab de crustáceos. Esc. Ciencias del Mar, UCV, 30 pp.
- Arana, P. y G. Martínez. 1985. Crecimiento por muda en la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 225-236.
- Arana, P. y C. Melo. 1973. La langosta de Juan Fernández. II. Pesca comercial de *Jasus frontalis* en las islas de Robinson Crusoe y Santa Clara. Invest. Mar., Valparaíso, 4(5): 135-154.
- Arana, P. y M.F. Pizarro. 1971. La langosta de Juan Fernández. I. Características morfométricas y distribución de tallas y sexos de *Jasus frontalis* de la isla Robinson Crusoe. Invest. Mar., Valparaíso, 2(5): 93-123.
- Arana, P. y C. Toro. 1985. Distribución del esfuerzo, rendimientos por trampa y composición de las capturas en la pesquería de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 157-185.
- Arana, P. y R. Vega. 2000. Esfuerzo captura y captura por unidad de esfuerzo en la pesquería de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*), durante la temporada de pesca 1996-1997. Invest. Mar., 28: 117-133.
- Arana, P., E. Dupré y V. Gaete. 1982. Estructura poblacional, talla de primera madurez sexual y fecundidad de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). Informe final Subsecretaría de Pesca. Estud. Doc., Univ. Católica Valparaíso, 2/82: 1-126.
- Beverton, R.J. y S.J. Holt. 1956. A review of methods

- for estimating mortality rates in fish populations, with special reference to sources of bias in catch sampling. *Rapp. P.-v. Reun. Cons. Perm. int. Explor. Mer*, 140: 67-83.
- Canessa, S. 1965.** Pesca de la langosta de Juan Fernández. Tesis, Escuela de Técnicos en Industrias Pesqueras, UCV, 91 pp.
- Díaz, P. 1984.** Modificación del método de Jones y van Zalinge (1982) para el cálculo de mortalidad en poblaciones marinas. Escuela de Ciencias del Mar, UCV, *in litteris*.
- Díaz, P. y P. Arana. 1985.** Estimaciones de mortalidades y de la edad crítica en la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*) de las islas Robinson Crusoe y Santa Clara. En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 237-249.
- Gaete, V. y P. Arana. 1985.** Análisis de la proporción sexual en la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 213-223.
- Henríquez, G., L. Rodríguez, C. Lea-Plaza, J. Sateler y R. Salas. 1985.** Diagnóstico de la pesquería de la langosta en el archipiélago de Juan Fernández. Instituto de Fomento Pesquero, AP 86/6: 1-121.
- Jones, R. y N.P. van Zalinge. 1982.** Estimates of mortality rate and population size for shrimp in Kuwait water. *Kuwait Bull. Mar. Sci.*, 2: 273-288.
- Lobell, M.J., A.J. Byer, B.O. Knake y J.R. Westman. 1947.** The fisheries of Chile. Present status and future possibilities. United States Fishery Mission to Chile, CORFO - US Department of the Interior, Washington, 454 pp.
- McDonald, M. y T.J. Pitcher. 1979.** Age-group from size-frequency data: A versatile and efficient method of analyzing distribution mixtures. *J. Fish. Res. Board Can.*, 36: 987-1001.
- Pauly, D. 1980.** On the interrelationship between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *J. Cons. int. Explor. Mer*, 39(2): 175-192.
- Pauly, D. 1983a.** Length-converted catch curves. A powerful tool for fisheries research in the tropics. (Part I). *ICLARM Fishbyte*, 1(2): 9-13.
- Pauly, D. 1983b.** Algunos métodos simples para la evaluación de recursos pesqueros tropicales. *FAO Doc. Téc. Pesca*, 234: 1-49.
- Pauly, D. 1984.** Length-converted catch curves: a powerful tools for fisheries research in the tropics (Part II). *Fishbyte*, 2(1): 17-19.
- Pavez, P. y P. Arana. 1982.** Estimaciones de incremento de talla, esquema de migración y determinación de tamaños poblaciones vulnerables de la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis*). Informe final Subsecretaría de Pesca. *Estud. Doc.*, Univ. Católica Valparaíso, 16/82: 1-90.
- Rikhter, V. y V. Efanov. 1976.** On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish population. *ICNAF Res. Doc.* 76/VI/8: 1-12.
- Roff, D. 1984.** The evolution of life history parameters in teleost. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 41: 969-1000.
- Sparre, P. y S.C. Venema. 1997.** Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. Parte 1. Manual. *FAO Fish. Tech. Paper*, N° 306.1, Rev. 2, Roma, FAO, 420 pp.
- Taylor, C.C. 1958.** Cod growth and temperature. *J. Cons. int. Explor. Mer*, 23(3): 366-370.
- van Sickle, J. 1977.** Mortality rates for size distribution. The application of a conservation law. *Oecologia (Berl.)*, 27: 311-318.
- Venturini, V. 1993.** Desarrollo de un procedimiento para la descripción del crecimiento en los crustáceos, aplicado a la langosta de Juan Fernández (*Jasus frontalis* Milne Edwards, 1837). Tesis, Esc. Ciencias del Mar, UCV, 86 pp.
- von Bertalanffy, L. 1938.** A quantitative theory of organic growth (Inquiries on growth laws II). *Hum. Biol.*, 10: 181-213.
- Wenner, A. 1972.** Sex ratio as a function of size in marine crustacea. *Amer. Natur.*, 106: 321-351.
- Yañez, E., L. Pizarro, M.A. Barbieri y O. Barra. 1985.** Dinámica del stock de langosta (*Jasus frontalis* H. Milne Edwards, 1837) explotado en el archipiélago de Juan Fernández (33°40'S - 80°W). En: P. Arana (ed.). Investigaciones Marinas en el Archipiélago de Juan Fernández. Esc. Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 251-271.