



CENTRO DE INVESTIGACIONES BIOLÓGICAS
DEL NOROESTE, S.C.

Programa de Estudios de Posgrado

**VARIABILIDAD EN LA BIOMASA DE CAMARÓN
CAFÉ (*Farfantepenaeus californiensis*) EN BAHÍA
MAGDALENA – ALMEJAS, BAJA CALIFORNIA
SUR, MÉXICO**

Tesis

Que para obtener el grado de

Doctor en Ciencias

Uso, Manejo y Preservación de los Recursos Naturales

(Orientación Biología Marina)

P r e s e n t a

Juan Antonio García Borbón

La Paz, Baja California Sur, junio de 2019

ACTA DE LIBERACIÓN DE TESIS

En la Ciudad de La Paz, B. C. S., siendo las 12:00 horas del día 11 del Mes de Junio del 2019, se procedió por los abajo firmantes, miembros de la Comisión Revisora de Tesis avalada por la Dirección de Estudios de Posgrado y Formación de Recursos Humanos del Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S. C., a liberar la Tesis de Grado titulada:

"Variabilidad en la biomasa de camarón café (*Farfantepenaeus californiensis*) en Bahía Magdalena - Almejas, Baja California Sur, México"

Presentada por el alumno:

Juan Antonio García Borbón

Aspirante al Grado de DOCTOR EN CIENCIAS EN EL USO, MANEJO Y PRESERVACIÓN DE LOS RECURSOS NATURALES CON ORIENTACIÓN EN Biología Marina

Después de intercambiar opiniones los miembros de la Comisión manifestaron su **APROBACIÓN DE LA TESIS**, en virtud de que satisface los requisitos señalados por las disposiciones reglamentarias vigentes.

LA COMISIÓN REVISORA

 _____ Dr. Enrique Morales Bojórquez Director de Tesis	 _____ Dra. Juana López Martínez Co-Tutor
 _____ Dr. Eduardo Francisco Balart Páez Co-Tutor	 _____ Dr. Raúl Octavio Martínez-Rincón Co-Tutor
 _____ Dr. Manuel Otilio Nevárez Martínez Co-Tutor	



Dra. Norma Yolanda Hernández Saavedra,
Directora de Estudios de Posgrado y
Formación de Recursos Humanos

COMITÉ TUTORIAL

Dr. Enrique Morales Bojórquez
Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.
Director de Tesis

Dra. Juana López Martínez
Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.
Co-Tutor

Dr. Eduardo Francisco Balart Páez
Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.
Co-Tutor

Dr. Raúl Octavio Martínez Rincón
CONACyT, Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C.
Co-Tutor

Dr. Manuel Otilio Nevárez Martínez
Instituto Nacional de Pesca. CRIAP Guaymas
Co-Tutor

COMITÉ REVISOR DE TESIS

Dr. Enrique Morales Bojórquez

Dra. Juana López Martínez

Dr. Eduardo Francisco Balart Páez

Dr. Raúl Octavio Martínez Rincón

Dr. Manuel Otilio Nevárez Martínez

JURADO DE EXÁMEN DE GRADO

Dr. Enrique Morales Bojórquez

Dra. Juana López Martínez

Dr. Eduardo Francisco Balart Páez

Dr. Raúl Octavio Martínez Rincón

Dr. Manuel Otilio Nevárez Martínez

SUPLENTES

Dr. Fernando Aranceta Garza

Dr. Daniel Bernardo Lluch Cota

Resumen

En la costa occidental de la península de Baja California, el camarón café (*Farfantepenaeus californiensis*) del sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, como en el resto del Pacífico mexicano muestra una amplia variabilidad en su disponibilidad, la cual está asociada a la dinámica de sus procesos biológicos, a la intensidad de la explotación, así como a la influencia del ambiente físico. Para la evaluación de stock, se requiere el entendimiento de la estructura y dinámica poblacional, particularmente de los procesos biológicos sobre los cuales se genera la variabilidad de la productividad del stock como la reproducción, el crecimiento, la mortalidad y el reclutamiento. El objetivo del presente estudio fue determinar los cambios en la biomasa de camarón café de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., de tal forma que se establezca la contribución de diferentes procesos biológicos, pesqueros y ambientales. Para lo anterior, se empleó un modelo estructurado por longitudes el cual utilizó observaciones de captura por longitud, haciendo uso de un modelo estocástico de crecimiento que determinara las probabilidades de transición de intervalos de longitud en pasos de tiempo subsecuentes, e incluyó la evaluación del proceso reproductivo mediante un novedoso modelo que prevé que no todas las hembras maduras participan en dicho proceso modificando la longitud de primera madurez. El periodo de estudio comprendió 21 temporadas de captura entre 1995 a 2016. La relación entre los procesos biológicos con las variables ambientales se efectuó mediante el análisis de regresión múltiple. Para ello se seleccionaron una serie de indicadores oceánico-atmosféricos a nivel de cuenca y otras variables a escala regional. Como resultados, se establecieron los cambios interanuales de la selectividad, tasa de crecimiento, fracción de hembras maduras y talla de primera madurez, así como las magnitudes y tendencias, tanto anuales como por intervalos de longitud, de la tasa de explotación, la abundancia, el reclutamiento, y la biomasa (total, vulnerable y desovante de hembras). También se evidenció la plasticidad del proceso reproductivo de esta especie, mostrando su capacidad de ajustar la proporción de hembras maduras y la talla de primera madurez hacia tallas pequeñas. Los únicos modelos de regresión lineal múltiple establecidos entre las variables biológicas y las variables ambientales que resultaron estadísticamente apropiados fueron el de la frecuencia de hembras maduras y el de la longitud de primera madurez. Finalmente, el modelo biológico-pesquero estructurado por tallas mostró un alto desempeño para explicar la dinámica poblacional y los procesos biológicos y pesqueros.

Palabras clave: biomasa, tasa de explotación, reclutamiento, camarón café, tallas

Dr. Enrique Morales Bojórquez Vo. Bo.



Summary

In the west coast of the Baja California Peninsula the brown shrimp (*Farfantepenaeus californiensis*) from Bahía Magdalena-Almejas lagoon system, as the rest of the Pacific ocean of Mexico, shows a wide variability on its availability, which is associated to the biological processes dynamics, the exploitation intensity, and the influence of the physical environment. For stock assessment, the knowledge of the structure and population dynamics is required, particularly the biological processes on which the variability of stock productivity, individual growth, mortality and recruitment. The objective of the present study was to determine the changes of *F. californiensis* biomass from Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., in such way that the contribution of different biological, fishing and environmental processes can be established. For this, a length-based model was applied, making use of a stochastic growth model that determined the transition probabilities of length intervals in subsequent time steps, and included the evaluation of the reproductive process through a novel model that anticipates that not all mature females contribute in this process by modifying the length at first maturity. The study period included 21 fishing seasons between 1995 and 2016. The relationship between biological processes and environmental variables was carried out through multiple regression analysis. Thus, a series of ocean-atmospheric indicators at basin-level and other regional-level variables were selected. As results, the interannual changes of the selectivity, growth rate, female maturity proportions, and length at first maturity were established, as well as the magnitudes and temporal tendencies, both annual and by length intervals of the exploitation rate, abundance, recruitment, and biomass (total, exploitable, and female spawning). The plasticity of the reproductive process of this species was also evidenced, showing its ability to adjust the proportion of mature females and the length at first maturity toward small sizes. The multiple linear regression models established between the biological and environmental variables, showing statistical significance in the proportion of mature females and the length at first maturity. Finally, the length-based model showed a high performance to explain the population dynamics and the various biological and fishery processes for this species.

Key words: biomass, exploitation rate, recruitment, brown shrimp, length-based.

Dr. Enrique Morales Bojórquez Vo. Bo.



Dedicatoria

A mi esposa Adriana Arce Rincón y a mi hijo Santiago Antonio García Arce, porque son mi más grande inspiración, orgullo y amor en la vida.

A la memoria de mis padres Gabriel García Rodríguez y Margarita Borbón Ruiz.

A la memoria de mis hermanos Gabriel y Raúl. De quienes siempre recibí inspiración y apoyo.

A mis hermanos Manuel, Kiko, Marisa y Guille. Por su amor y apoyo.

A Humberto Arce Rincón, quien siempre ha estado a lado nuestro.

A mis compañeros del Programa Camarón del CRIAP La Paz: Luis Arturo Robles Vázquez, Pablo Loreto Campos, Carlos Hiram Rábago Quiroz y Francisco Javier Barrón Barraza.

Al Instituto Nacional de Pesca y Acuicultura, en particular al Programa Camarón del Pacífico.

Agradecimientos

Al Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S. C. (CIBNOR) por aceptarme en el Programa de posgrado y las facilidades otorgadas a lo largo del mismo.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por su valioso apoyo económico (No. de beca 209541).

Al Instituto Nacional de Pesca y Acuacultura (INAPESCA) por la información y facilidades otorgadas para desarrollar este programa.

Al Dr. Pablo R. Arenas Fuentes, por su fe y apoyo. Al Q.F.B. Casimiro Ramírez Camarena por todo el apoyo brindado.

A mi director de tesis Dr. Enrique Morales Bojórquez, por su extenso conocimiento y sobre todo su ánimo por compartir y crecer. Gracias por las discusiones, la amistad y continuo apoyo.

Al personal de posgrado del CIBNOR, Dra. Norma Y. Hernández Saavedra, Ing. Horacio Sandoval Gómez, Tania V. Núñez Valdez y Lic. Osvelia Ibarra Morales, por su apreciable y amable soporte administrativo, además de hacer grata la permanencia en la institución. Al Dr. Fausto Valenzuela Quiñones y Dr. Javier Caraveo Patiño, por hacer muy interesantes las presentaciones del seminario de Biología Marina.

A mi comité asesor: Dra. Juanita López Martínez, Dr. Manuel Nevárez Martínez, Dr. Raúl O. Martínez Rincón y Dr. Eduardo F. Balart Páez. Estoy convencido que elegí al mejor comité.

A mis compañeros de posgrado: Magali Gómez Valdez, Marlene Luquín Covarrubias, María José Alderete Macal, José A. Hidalgo de la Toba, Salwa El Khattabi, Miguel A. Matus H., Vanessa Izquierdo y Camila Mac Loughlin.

A mi esposa Adriana Arce Rincón, por su apoyo incondicional e inmenso ánimo para seguir adelante cada día.

Contenido

Resumen	i
Summary	ii
Dedicatoria	iii
Agradecimientos	iv
Contenido	v
Lista de figuras	vii
Lista de tablas	xi
Abreviaturas	xiii
1. INTRODUCCIÓN	1
2. ANTECEDENTES	12
3. JUSTIFICACIÓN	16
4. HIPÓTESIS	17
5. OBJETIVOS	17
5.1 Objetivo general.....	17
5.2 Objetivos particulares.....	17
6. MATERIAL Y MÉTODOS	18
6.1 Información biológica. Reproducción.....	21
6.2 Información biológica y capturas. Evaluación de stock.....	23
6.3 Reproducción. Evaluación cuantitativa.....	24
6.4 Evaluación de stock.....	27
6.4.1 Dinámica poblacional.....	27
6.4.2 Crecimiento.....	30
6.4.3 Reclutamiento.....	33
6.4.4 Cantidades de manejo.....	36
6.5 Variables Ambientales.....	38
7. RESULTADOS	48
7.1 Reproducción.....	49
7.2 Evaluación de stock.....	57
7.2.1 Selectividad.....	59
7.2.2 Crecimiento y mortalidad natural.....	60

7.2.3	Tamaño y reclutamiento inicial de la población.....	64
7.2.4	Abundancia total y reclutamiento.....	65
7.2.4.1	Tendencia anual.....	67
7.2.4.2	Por grupos de longitud.....	68
7.2.5	Tasa de explotación.....	72
7.2.5.1	Tendencia anual.....	72
7.2.5.2	Por grupos de longitud.....	74
7.2.6	Biomasa total.....	77
7.2.6.1	Tendencia anual.....	78
7.2.6.2	Por grupos de longitud.....	79
7.2.7	Biomasa vulnerable.....	82
7.2.7.1	Tendencia anual.....	82
7.2.7.2	Por grupos de longitud.....	83
7.2.8	Biomasa desovante de las hembras.....	87
7.2.8.1	Tendencia anual.....	87
7.2.8.2	Por grupos de longitud.....	88
7.3.	Evaluación de la influencia ambiental sobre los procesos biológicos.....	91
7.3.1	Fracción de hembras maduras.....	94
7.3.2	Longitud de primera madurez.....	97
7.3.3	Reclutamiento.....	102
7.3.4	Abundancia.....	105
8.	DISCUSIÓN.....	111
9.	CONCLUSIONES.....	123
10.	LITERATURA CITADA.....	125
11.	ANEXOS.....	146

Lista de figuras

- Figura 1.** Sistema lagunar Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Las áreas en gris denotan las zonas donde toma lugar la pesca de arrastre de la flota artesanal durante la temporada de pesca. Los círculos negros indican las estaciones de trabajo donde se obtuvieron muestras de camarón café (*F. californiensis*) durante la temporada de veda..... 6
- Figura 2.** Capturas de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 8
- Figura 3.** Proporciones anuales de madurez reproductiva en hembras de camarón café (*F. californiensis*), durante 1995-2015 en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 50
- Figura 4.** Proporciones mensuales de hembras maduras de camarón café (*F. californiensis*) durante 1995–2015. **A)** Diagrama de caja y bigotes, en donde las cajas representan el intervalo de confianza (95%), los extremos de las líneas verticales los valores mínimos y máximos, y las líneas con rectángulo representan el promedio. **B)** La línea horizontal representa la línea base expresada como el promedio de largo plazo para las hembras maduras. 51
- Figura 5.** Proporciones de madurez reproductiva observada (círculos) y estimada (líneas) en intervalos de longitud total en camarón café (*F. californiensis*). El modelo logístico de 2 parámetros está representado por una línea punteada y el de 3 parámetros por una línea continua..... 54
- Figura 6.** Parámetros e intervalos de confianza estimados en la evaluación de las proporciones de madurez (ρ) y la talla de primera madurez ($L_{50\%}$) del camarón café (*F. californiensis*), con $\rho_t=1$ (a, c, e, g) y $0 < \rho_t \leq 1$ (b, d, f, h)..... 56
- Figura 7.** Análisis de la captura estructurada por longitud de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Captura en números observada (puntos) y estimada (líneas)..... 60
- Figura 8.** Selectividad estimada para la red de arrastre para camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** Proporción de selección por intervalo de longitud total. **B)** Longitud de selección al 50% por temporada de captura. La línea discontinua representa el 50% de la probabilidad de selección ($S_{50\%}$)..... 62
- Figura 9.** Evaluación del crecimiento medio de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A).** Variaciones de los parámetros K y L_∞ del modelo de von Bertalanffy. **B).** Anomalías del índice de desempeño del crecimiento (ϕ_t)..... 64
- Figura 10.** Variabilidad del crecimiento (coeficiente de variación) expresada en el parámetro β de la función gamma de crecimiento para el camarón café (*F.*

- californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa la mediana ($\beta = 2.5$)..... 65
- Figura 11.** Tendencia anual en la mortalidad natural de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio. 66
- Figura 12.** Tamaño y reclutamiento iniciales estimados de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Las líneas discontinuas representan el valor medio para ambas series..... 67
- Figura 13.** Abundancia media estimada de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** por temporada de captura e intervalo de longitud de 5 mm LT. **B)** Por intervalo de longitud de 25 mm LT, con intervalos de confianza. **C)** Proporción de reclutas respecto a la abundancia total por temporada de pesca. Las líneas discontinuas corresponden al promedio para el periodo de estudio por intervalo de LT y para la proporción de reclutas, respectivamente.... 69
- Figura 14.** Abundancia total (N) estimada por intervalos de longitud (25 mm LT) de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 74
- Figura 15.** Tasa de explotación máxima estimada en la pesquería de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** Tendencia a lo largo de las temporadas de captura. Las líneas horizontales representan la media y el intervalo de confianza (95%). **B)** Valores máximos estimados por intervalo de longitud de 5 mm LT para toda la serie de datos..... 76
- Figura 16.** Tasa de explotación media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 79
- Figura 17.** Abundancia y biomasa medias estimadas por intervalos de longitud de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., a lo largo del periodo de estudio..... 80
- Figura 18.** Biomasa total media estimada de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza..... 81
- Figura 19.** Biomasa total de camarón café (*F. californiensis*) estimada por intervalos de longitud de 25 mm-LT de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 84
- Figura 20.** Biomasa vulnerable media estimada de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza..... 86
- Figura 21.** Biomasa vulnerable media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S... 89
- Figura 22.** Biomasa desovante de hembras media estimada de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua

- representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza..... 91
- Figura 23.** Biomasa desovante de hembras media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S..... 94
- Figura 24.** Matriz de correlación de las variables biológicas y ambientales. **A)** Matriz que incluye anomalías. **B)** Matriz sin anomalías. El tamaño de los círculos indica la magnitud de la correlación parcial y los colores azul y rojo indican el sentido positivo o negativo de la misma, respectivamente..... 96
- Figura 25.** Estimación de la fracción de hembras maduras (*FHM*) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** fracción de hembras maduras estimadas frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** Fracción de hembras maduras por temporada de captura..... 99
- Figura 26.** Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple de la fracción de hembras maduras (*FHM*). Efecto del tiempo (*Year*), del índice de Oscilación Decadal del Pacífico (*PDO*), presión atmosférica (*PA*), e Índice de Surgencias (*S*). Las líneas verticales a lo largo de la abscisa denotan la frecuencia de las observaciones..... 100
- Figura 27.** Estimación de la longitud de primera madurez (L_{50}) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** longitud de primera madurez estimada frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** longitud de primera madurez por temporada de captura..... 102
- Figura 28.** Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple de la longitud de primera madurez (L_{50}). Oscilación Decadal del Pacífico (*PDO*), temperatura superficial del mar (*TSM*), componente zonal del viento, este-oeste (*U*), componente meridional del viento, norte-sur (*V*), e Índice de Surgencias (*S*)..... 103
- Figura 29.** Estimación de la magnitud de Reclutas (*R*) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** reclutas estimados frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** número de reclutas por temporada de captura..... 106
- Figura 30.** Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple para la magnitud de Reclutas (*R*). Oscilación Decadal del Pacífico (*PDO*), temperatura ambiente (*TA*), temperatura superficial del mar (*TSM*), presión atmosférica (*PA*), componente zonal del viento, este-oeste (*U*), e Índice de Surgencias (*S*)..... 107
- Figura 31.** Estimación de la magnitud de la abundancia (*N*) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la

distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** abundancia estimada frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** magnitud de la abundancia por temporada de captura..... 109

Figura 32. Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple para la Abundancia (N). Índice Multivariado ENSO (MEI), Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), presión atmosférica (PA), componente zonal del viento, este-oeste (U), e Índice de Surgencias (S)..... 110

Figura 33. Residuales de los modelos de regresión múltiple: fracción de hembras maduras (FHM), longitud de primera madurez (L_{50}), abundancia (N), reclutas (R), y biomasa total (BT)..... 112

Lista de tablas

Tabla I. Estimaciones de mortalidad natural (M), longitud asintótica (L_{∞}) y coeficiente de crecimiento (K) reportados para camarón café (<i>F. californiensis</i>) del océano Pacífico mexicano.....	4
Tabla II. Campañas de muestreo y número de hembras de camarón café (<i>F. californiensis</i>) colectadas en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.....	22
Tabla III. Tamaño de muestra (n) durante cada temporada de pesca. Camarón café (<i>F. californiensis</i>) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.....	24
Tabla IV. Relación de variables biológicas y ambientales consideradas en el análisis de regresión lineal múltiple.....	39
Tabla V. Estimación de las proporciones de madurez de las hembras de camarón café (<i>F. californiensis</i>), con el modelo logístico de 2 parámetros. $-\ln \mathcal{L}$ = negativo del logaritmo de la verosimilitud, $L_{50\%}$ = talla de primera madurez.....	49
Tabla VI. Estimación de las proporciones de madurez de las hembras de camarón café (<i>F. californiensis</i>), con el modelo logístico de 3 parámetros. $-\ln \mathcal{L}$ = negativo del logaritmo de la verosimilitud, $L_{50\%}$ = talla de primera madurez.....	52
Tabla VII. Evaluación de los modelos mediante el Criterio de Información de Akaike (AIC) de las hembras de camarón café (<i>F. californiensis</i>). n = tamaño de muestra, $-\ln \mathcal{L}$ representa el negativo del logaritmo de la verosimilitud, AIC es el Criterio de Información de Akaike. Los subíndices representan el número de parámetros del modelo. Los números en negritas indican el mejor modelo candidato.....	58
Tabla VIII. Estadísticos de ajuste y significancia de los modelos de regresión lineal múltiple de las variables biológicas frente a las variables ambientales en el camarón café (<i>F. californiensis</i>). Se incluyen los resultados de las pruebas de normalidad (Shapiro-Wilks) y homocedasticidad (Breusch-Pagan). E.E. - error estándar; g.l. – grados de libertad; R^2 - coeficiente de determinación; R^2_{aj} . – coeficiente de determinación ajustado; valor-p – valor de probabilidad; W – valor de la prueba Shapiro-Wilk; BP – valor de la prueba Breush-Pagan; χ^2 - valor de la distribución χ^2 (g.l.).....	97
Tabla IX. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la fracción de hembras maduras (FHM) de camarón café (<i>F. californiensis</i>).....	98
Tabla X. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la longitud de primera madurez (L_{50}) de camarón café (<i>F. californiensis</i>).....	101

Tabla XI. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para los Reclutas (R) de camarón café (*F. californiensis*)..... 104

Tabla XII. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la magnitud de la Abundancia (N) de camarón café (*F. californiensis*)..... 108

Abreviaturas

$BDH_{l,t}$ - Biomasa desovante de las hembras (toneladas)

$BT_{l,t}$ - Biomasa total (toneladas)

$BV_{l,t}$ - Biomasa vulnerable (o explotable, toneladas)

AIC - Criterio de información de Akaike

An-PA- Anomalía de la Presión atmosférica

An-S - Anomalía del Índice de Surgencias

An-TA- Anomalía de la Temperatura del aire

An-TSM - Anomalía de la Temperatura superficial del mar

An-u - Anomalía del componente zonal del viento (u)

An-v - Anomalía del componente meridional del viento (v)

CASA - Catch-At-Size Analysis (Análisis de captura por longitudes)

FHM - Fracción de hembras maduras

FIV - Factor de inflación de la varianza

g.l. - Grados de libertad

I.C. - Intervalo de confianza

I - Clase de longitud

L50 - Longitud de primera madurez

MEI - Índice Multivariado ENSO

mm-LT - Longitud total en milímetros

N - Abundancia

PA -Presión atmosférica (mb - milibares)

PDO - Oscilación Decadal de Pacífico

R - Reclutas

S - Índice de Surgencias

SSQ - Suma de residuales al cuadrado

T - Tiempo (referido en años o temporada de captura)

TA - Temperatura del aire (°C)

TSM - Temperatura superficial del mar (°C)

$\mu_{l,t}$ - Tasa de explotación

U - Componente zonal del viento (este-oeste, m/s)

V - Componente meridional del viento (norte-sur, m/s)

1. INTRODUCCIÓN

Los camarones constituyen las especies pesqueras más importantes en México por cuanto a las actividades de pesca y acuicultura en México. Concentran la mayor flota e infraestructura pesquera nacional; y tanto en pesca como en acuicultura, incorporan los mayores valores de producción. De acuerdo con las estadísticas oficiales (CONAPESCA, 2015), por su volumen de producción del camarón se encuentra posicionado en el tercer lugar de la producción pesquera en México; sin embargo, por su valor, lo encontramos en el primer lugar. Para 2014, de las dos vertientes nacionales, la pesquería del Pacífico aporta alrededor del 73% del total de las capturas silvestres. En las exportaciones pesqueras mexicanas se encuentra en el lugar número 1, siendo Estados Unidos de América, Japón, Italia y Francia sus principales destinos. El recurso camarón del océano Pacífico mexicano se encuentra compuesto por diversas especies, siendo las más importantes el camarón café *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes 1900), camarón azul *Litopenaeus stylirostris* (Stimpson, 1874), camarón blanco *L. vannamei* (Boone, 1931), así como el camarón cristal *F. brevisrostris* (Kingsley, 1878). Por su abundancia en sus respectivas comunidades en las que se encuentran inmersas, también representan ecológicamente un componente importante en el contexto de la red trófica (Paul y Bowers, 1982; Salcido *et al* 2012; Zetina-Rejón *et al.*, 2004).

El camarón café es un crustáceo decápodo de la familia Penaeidae, que se encuentran principalmente en las regiones intertropicales y subtropicales del mundo (García y Le Reste, 1986). Se distribuye en profundidades de 2 a 180 m a lo largo de las costas de México en el océano Pacífico mexicano, y es abundante a profundidades de 20 a 50 m (Hendrickx, 1996). En general, son organismos dioicos que presentan dimorfismo sexual con estructuras sexuales secundarias características (σ^7 : petasma, ♀ : thelycum), siendo las hembras de mayor talla que los machos a la misma edad en su estadio adulto. El desove lo llevan a cabo en

mar abierto o en áreas que cumplen con las características marinas de salinidad, profundidad y temperatura. La fecundación es externa y generalmente ocurre entre 8 y 54 m de profundidad (INAPESCA, 2000), principalmente en primavera y verano. La fertilización es externa y los huevos son demersales (Bauer, 1986) y las larvas se dirigen hacia los estuarios, entrando éstos en etapa de postlarva (Dall *et al.*, 1990). Al alcanzar el estado juvenil inician su migración hacia aguas de profundidad. Viven un período corto que va de un año y medio a dos años aproximadamente (Galicia, 1976; Hendrickx, 1996). Presentan tasas de crecimiento variables entre las especies, pero en general muy altas, al igual que su fecundidad (García y Le Reste, 1986). Para el océano Pacífico mexicano, la Tabla I presenta estimaciones de los parámetros del modelo de crecimiento de von Bertalanffy y de la mortalidad natural. Ecológicamente pueden ser considerados estrategias r, dada su alta fecundidad, elevada tasa de depredación y alta tasa de crecimiento.

Eventualmente, sobre todo como adultos, aparecen en la captura de manera simultánea más de una especie de camarón. No obstante, cada una de estas especies denota preferencias y conductas particulares en sus horarios de actividad (diurno o nocturno), tolerancia diferencial a la salinidad y temperaturas, algunas son más costeras (*Litopenaeus*) y otras más marinas (*Farfantepenaeus*); *L. stylirostris* observa preferencias por fondos limosos-arcillosos (Aragón-Noriega, 2000) y *F. californiensis* lo prefiere arenoso (Hendrickx, 1986); al igual que denotan diferencias en su conducta al permanecer enterrados o no durante el día y/o la noche, así como su respuesta a los artes y estrategias de pesca. Por lo que a pesar de que se les puede considerar como especies simpátricas, las máximas abundancias no ocurren necesariamente a la misma hora ni en el mismo lugar. En las pesquerías de camarón también se distingue la presencia de especies más sensibles a la variabilidad ambiental, otras que exhiben una relación entre el tamaño del stock y el subsecuente reclutamiento, así como diferencias en la mortalidad natural (Dichmont *et al.*, 2006). Su longevidad se ubica entre 1 y 2 años

(Dall *et al.*, 1990), aunque en promedio suele alcanzar el año y medio principalmente por la explotación pesquera. Se reconoce como una especie iterópara o como desovador indeterminado con patrones de desove extendido, los cuales presentan desarrollo ovárico asincrónico y desove en lotes (Hunter *et al.*, 1985; Murua *et al.*, 2003), por lo que para la estimación de la magnitud de su desove es necesaria la evaluación de su proceso reproductivo a lo largo del año.

En las costas del Pacífico mexicano al noroeste de México, el pico de la actividad reproductiva se ha reportado desde marzo hasta octubre, con uno o dos picos a lo largo del año (Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005; Aragón-Noriega *et al.*, 2007; Leal-Gaxiola *et al.*, 2001). En el Golfo de California, donde esta especie es altamente abundante y donde se ha observado que desova de forma continua, la principal actividad reproductiva ha sido reportada durante marzo–agosto (Del Valle y Martin, 1995; Leal-Gaxiola *et al.*, 2001; Valenzuela-Quiñónez *et al.*, 2006). Resultados de otros estudios también indican que la actividad reproductiva tiene dos picos, y cuando se observa un segundo pico éste ocurre durante octubre–diciembre (Mathews, 1981; Olgúin-Palacios, 1968; Romero-Sedano *et al.*, 2004). Además, se reconoce para el Golfo de California un gradiente latitudinal de la actividad reproductiva. Al sur del Golfo de California el desove es continuo sin mostrar un pico definido de actividad reproductiva; al centro del Golfo de California la actividad reproductiva se ha reportado desde febrero hasta noviembre, con un pico de desove durante mayo–octubre; y en el norte del Golfo de California la temporada reproductiva ocurre durante mayo–agosto (Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005).

Tabla I. Estimaciones de mortalidad natural (M), longitud asintótica (L_{∞}) y coeficiente de crecimiento (K) reportados para camarón café (*F. californiensis*) del océano Pacífico mexicano.

Zona	K (anual)	L_{∞} (mm)	M (anual)	Fuente
Golfo de California	1.55 - 2.32	233 - 250	0.24 - 3.72	Aranceta-Garza <i>et al.</i> (2006); Chávez y Rodríguez de la Cruz (1971); Galicia (1976); Lluch-Belda (1974); López-Martínez (2000)
Golfo de Tehuantepec	2.16	242 - 243	2.28 - 4.44	Cruz y Reyna (1976); Ramos-Cruz <i>et al.</i> (2006)
Bahía Magdalena-Almejas	-	-	0.48 - 1.65	Sepúlveda (1999)
Bahía Magdalena-Almejas	1.9	246	2.13	García-Borbón (2007)

Dado que el recurso camarón en México (océano Pacífico, Golfo de México y Mar Caribe) ocupa diferentes hábitats a lo largo de su ciclo de vida, le confiere a la pesquería un carácter secuencial). Para ordenar el aprovechamiento de las especies de camarón en México se cuenta con la Norma Oficial NOM-002-SAG/PESC-2013 (DOF, 2013), la que en consonancia con la Ley General de Pesca y Acuacultura Sustentables (DOF, 2007) especifica los objetivos y campos de acción para su aplicación. En esta Norma se especifican dos secuencias de la pesquería, las que en términos generales disponen lo siguiente. La pesquería Artesanal, la cual emplea embarcaciones menores (eslora máxima de 10.5 m) con motor fuera de borda (hasta 115 caballos de fuerza) operando en esteros, canales, bahías y demás sistemas lagunarios estuarinos. Las artes de pesca utilizadas son la red atarraya, con luz de malla mínima de 37.5 mm o 1 ½ pulgadas en todas sus partes; la red suripera, con luz de malla mínima de 32 mm (1.26 pulgadas), y no

más de cinco “embudos” o copos; y la red de arrastre “Magdalena I”, que incluye en su diseño excludores de tortugas y peces, con tamaños mínimos de malla de 44.45 mm (1 $\frac{3}{4}$ pulgadas) en el cuerpo y alas y de 41.28 mm (1 $\frac{5}{8}$ pulgada) en el bolso (DOF, 2001). El principal objetivo de la captura de la pesquería artesanal son los individuos juveniles y sub-adultos. Por otra parte, la pesquería industrial toma lugar en las aguas marinas de la plataforma continental de jurisdicción federal del Océano Pacífico (a profundidades entre 9 – 90 brazas), mediante red de arrastre de fondo capturando principalmente adultos, y en menor medida los estadios juveniles y sub-adultos de los camarones. Las redes de arrastre deben observar una luz de malla en el bolso de 38.1 mm (1 $\frac{1}{2}$ pulgadas), y no menos de 50.8 milímetros (2 pulgadas) para el resto del cuerpo de la red. Esta pesquería se realiza mediante embarcaciones mayores con motor estacionario con potencia nominal superior a 80 caballos de fuerza (hp), cubierta corrida, eslora superior a 10.5 metros, y en general con capacidad de bodega de diez toneladas métricas o más.

La pesquería de camarón en el sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. (Fig. 1), al igual que en las demás pesquerías a lo largo del Pacífico mexicano, es secuencial, explotándose en diversos hábitats los diferentes estadios de vida mediante las tres artes de pesca mencionadas para la pesca artesanal. Es también multiespecífica, con especies de hábitos diferentes entre las que se encuentran el camarón café *F. californiensis* y el camarón azul *L. stylirostris*, además del camarón de roca o japonés (*Sycionia penicillata*, *S. ingentis* y *S. disdorsalis*) (García-Borbón *et al.*, 1996).

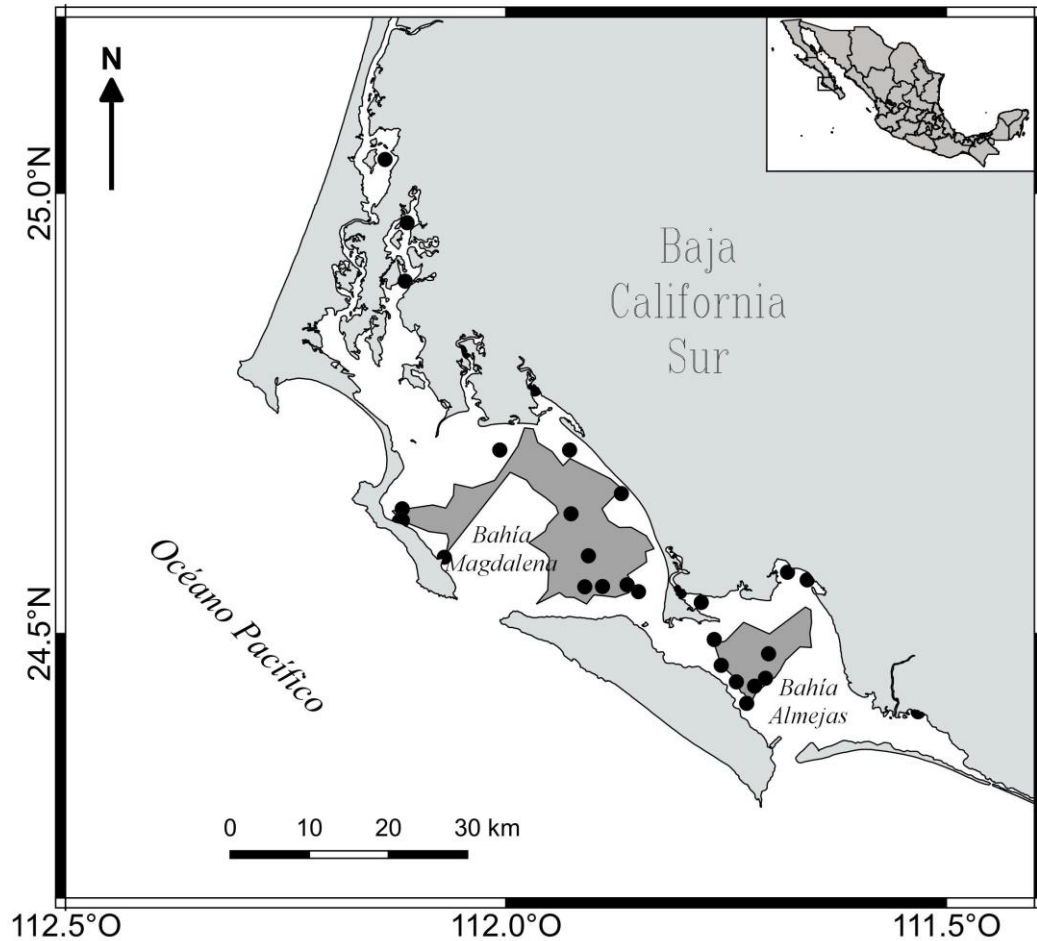


Figura 1. Sistema lagunar Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Las áreas en gris denotan las zonas donde toma lugar la pesca de arrastre de la flota artesanal durante la temporada de pesca. Los círculos negros indican las estaciones de trabajo donde se obtuvieron muestras de camarón café (*F. californiensis*) durante la temporada de veda.

Debe mencionarse que dadas las características de este sistema lagunar por cuanto a profundidad (hasta 40 m), a que denota una situación antiestuarina en donde la salinidad en el interior del sistema es mayor respecto de la que se presenta en el mar abierto, causada esencialmente por la alta evaporación y a la ausencia de aportes de agua dulce por escurrimientos y precipitación (Álvarez-

Borrego *et al.*, 1975), y debido a la presencia de numerosos esteros con alta abundancia de bosque de manglar, observados como importantes áreas de protección de larvas y juveniles de camarón, se ha registrado la presencia de todos los estadios de vida (desde huevo hasta adultos reproductores) en los camarones azul y café, por lo que se reconoce que completan todo el ciclo de vida al interior del sistema lagunar (García-Borbón *et al.*, 1996), lo que concede asumir que la población de camarón café en este complejo lagunar corresponde a un solo stock.

El camarón café es capturado por la flota artesanal principalmente mediante la red de arrastre de fondo denominada “Magdalena I” en la zona profunda del sistema lagunar (10 - 55 m) y en menor medida mediante la red “Suripera”, en la zona somera del sistema lagunar (3 - 15 m). La flota comercial consta actualmente con alrededor de 450 embarcaciones menores con motor fuera de borda de potencia variable. Desde 2011, la red de arrastre “Magdalena I” (DOF, 2001) debe tener una longitud de relinga superior de 13.5 m y 41 mm de abertura mínima de malla en el copo, y contar con excluidores de tortugas (rígido) y peces (tipo “ojo de pescado”). La temporada de pesca comercial es variable, pero en términos generales cubre el periodo septiembre a febrero. Y la variabilidad de las capturas de camarón café es evidente en esta región, oscilando en alrededor de 80 t para la temporada 1998 - 1999 y 1,500 t en la temporada 2006 – 2007 (Fig. 2). Un rasgo característico de la pesquería de camarón café en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., es su constante e importante presencia de esta especie en las capturas, ya que la participación del camarón azul en las capturas puede en ocasiones ser muy baja en algunas temporadas de pesca.

El impacto de la variabilidad ambiental en la distribución y abundancia de los recursos ha sido reconocida como factor fundamental en las variaciones de las capturas (López-Martínez *et al.*, 2010; Magallón-Barajas, 1987; Mendo y Tam, 1993; Sheridan 1996), la cual ha sido reconocida en los camarones peneidos (López-Martínez *et al.*, 2010). La variabilidad en las capturas en las pesquerías de

invertebrados como los camarones puede ser positiva, con incrementos en la abundancia y disponibilidad, por ejemplo como respuesta a la disminución de las capturas de otras pesquerías, particularmente de escama (Anderson *et al.*, 2011). O bien como sugieren Worm y Myers (2003), debido a la liberación de depredadores de varios invertebrados anteriormente abundantes. La variabilidad también puede ser negativa, y como apunta Anderson *et al.* (2011) la disminución de las capturas también pueden deberse a causas “naturales” (e.g., fallas del reclutamiento debidas a la variabilidad climática) y a causas antropogénicas (e.g., magnitud y temporalidad del esfuerzo pesquero, cambios en el mercado, cambios en la normatividad y manejo pesquero); causas que además pueden actuar de manera conjunta (Shepherd *et al.*, 1998).

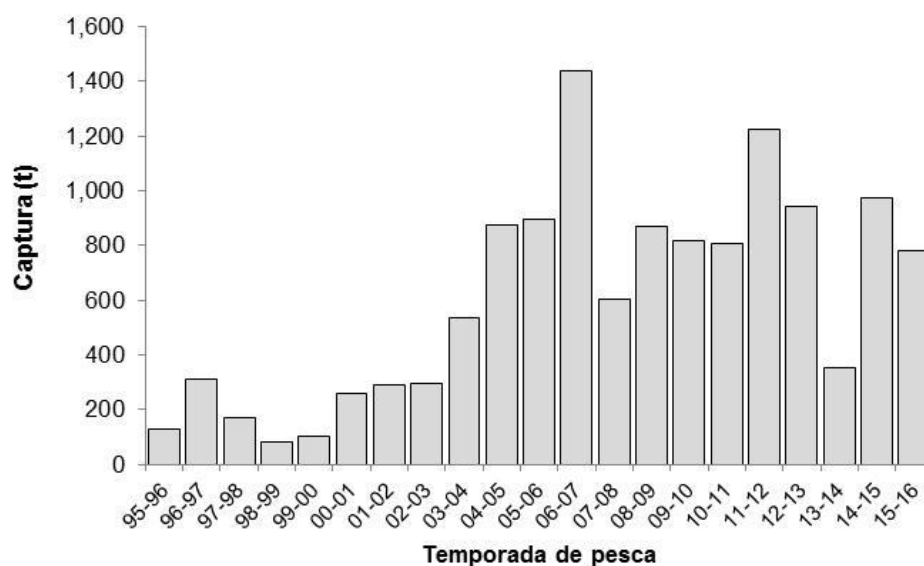


Figura 2. Capturas de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

Además, especies con diferente historia de vida responden de manera distinta ante cambios en las condiciones ambientales. Así, una especie con ciclo de vida corto habrá de exhibir una respuesta en un corto periodo de tiempo si se presenta un cambio en su ambiente, particularmente en los procesos biológicos

fundamentales como la reproducción, el crecimiento, la abundancia y el reclutamiento biológico (Longhurst, 2002). En este sentido, se ha señalado que la variabilidad de la abundancia de los camarones peneidos está relacionada con el ambiente físico (Arreguín-Sánchez *et al.*, 2015; Castro-Ortíz y Lluch-Belda, 2008; Galindo-Bect *et al.*, 2000; López-Martínez *et al.*, 2002, 2010; Santamaría-del-Ángel *et al.*, 2010). Se ha mostrado que la variabilidad del sistema clima-océano afecta fuertemente la vida marina, y ha sido considerada en los estudios sobre pesquerías, vida silvestre y manejo de ecosistemas (Beaugrand *et al.*, 2003; Cury *et al.*, 2008). Estas fluctuaciones locales y regionales son identificadas a través de la variabilidad de los factores físicos tales como la temperatura, lluvias, descargas fluviales, vientos, entre otros; las que a su vez están relacionadas a cambios de gran escala asociados con la dinámica de la circulación oceánica y atmosférica.

La evaluación de stock de los recursos pesqueros es un aspecto crítico de la investigación y manejo pesquero al sustentar el cálculo de cantidades clave como la estimación de la biomasa desovante (hembras), la abundancia, la tasa de explotación y el reclutamiento (Fisch *et al.*, 2019). Punt *et al.* (2013) amplía más los propósitos de la evaluación de stock al incluir, entre otros, la estimación de la biomasa actual e histórica, determinar tendencias en la biomasa y el reclutamiento; así como evaluar el estado del stock con relación a puntos de referencia para sentar las bases que permitan evaluar las implicaciones de diferentes acciones de manejo y como base para la aplicación de reglas de control en la explotación. En este contexto, Haddon (2011) señala que es fundamental comprender tanto la variación natural en las poblaciones explotadas, como el impacto de la explotación sobre su dinámica. Así, Hilborn (2003) apunta que la evaluación de stock habrá de permitir la provisión de soporte para la toma de decisiones a través de: la descripción de estados alternativos de la naturaleza, determinar las consecuencias de tomar diferentes acciones de manejo bajo diferentes estados de la naturaleza y, calcular la probabilidad de diferentes estados de la naturaleza.

Lo anterior requiere el entendimiento tanto de la estructura del stock como de los componentes individuales de dicha productividad (procesos de reclutamiento, reproducción, crecimiento individual y mortalidad). De tal modo que sea factible valorar la contribución diferencial de los aspectos de la producción como conductores en una pesquería. De esta manera, el investigador pesquero eventualmente podrá evaluar si un nivel particular de esfuerzo o nivel de captura son sostenibles para un cierto tiempo futuro (Haddon, 2011). Esto puede ser especialmente complicado de revelar si las grandes fuentes de productividad varían con el tiempo; así, por ejemplo, la variabilidad del reclutamiento ya ha sido reconocida como una importante fuente de variación (Sissenwine *et al.*, 1988). Por otra parte, la variabilidad en las capturas de las pesquerías marinas requiere de un manejo que reconozca e incluya la influencia ambiental y del ecosistema, particularmente en las poblaciones con ciclo de vida corta (Castro-Ortíz y Lluch-Belda, 2008; Gracia, 1989; López-Martínez, 2008; Sheridan, 1996).

No sólo existen diversos modelos de evaluación de stock, también existen diferentes tipos de clasificaciones que permiten englobarlos, principalmente por el tipo de información requerida, por los supuestos sobre la estructura de la dinámica poblacional, así como por el tipo de recomendaciones de manejo emanadas del modelo y sus limitaciones. Entre estos grupos de modelos se encuentran los denominados modelos dinámicos (Smith y Addison, 2003), modelos estadísticos de evaluación (Fisch *et al.*, 2019), o también denominados modelos integrados (ICES, 2012; Maunder y Punt, 2013; Punt *et al.*, 2013) los cuales que pueden estar basados en tallas o edades (Chen *et al.*, 2005; Maunder y Punt, 2013; Punt *et al.*, 2013; Sullivan *et al.*, 1990, 1992). El Análisis Integrado, como se habrá de referir en adelante a este tipo de modelos, incorpora diversas fuentes de datos permitiendo que la estimación de parámetros sea efectuada en un solo análisis a través de una función de verosimilitud conjunta para los datos observados dentro de cualquier estructura basada en la verosimilitud (Maunder y Punt, 2013). Esto

es, el análisis que tradicionalmente se realizaba de forma independiente ahora es conducido de forma simultánea a través de funciones de verosimilitud conjunta.

La estructura de tallas de las poblaciones explotadas ha sido por mucho tiempo empleada para evaluar el estado de los stocks, su grado de explotación y para el manejo pesquero (Beverton y Holt, 1957; Gulland y Rosenberg, 1992; Munro, 1982; Pauly y Morgan, 1987) para conocer la abundancia relativa de la población desovante (Goodyear, 1993; Hordyk *et al.*, 2015), y más recientemente para determinar si la estructura de tallas o la de edades son comparable a la de un stock sano (Froese *et al.*, 2015; MSFD, 2008). La composición por longitudes también ha sido usada directamente en la evaluación de pesquerías con datos pobres (*e.g.* Costello *et al.*, 2012; Dick y MacCall, 2011; Free *et al.*, 2017; Froese *et al.*, 2016; Martell y Froese, 2013; Thorson *et al.*, 2013; Thorson y Cope, 2014; Zhou *et al.*, 2017), en donde pueden aportar un estimado preliminar del tamaño relativo del stock actual, con indicadores empíricos y/o reglas de control aportando que incluyen a la media, la mediana o percentiles de la longitud (Dowling *et al.*, 2015). Una revisión de las ventajas y desventajas de los métodos basados en longitudes es presentada en Punt *et al.* (2013).

Los modelos integrados estructurados por tallas se diferencian, en general, de sus homólogos no integrados por cuanto a que no asumen crecimiento determinístico o que la población se encuentre en equilibrio (Quinn y Deriso, 1999); además del hecho de estimar los parámetros de manera conjunta o integrada (Punt *et al.*, 2013).

En este trabajo se implementa la evaluación del stock de camarón café (*F. californiensis*) mediante el modelo CASA (por su acrónimo en inglés, Catch-At-Size Analysis) propuesto por Sullivan *et al.* (1990). Este modelo es considerado como uno de los primeros y de los más sencillos modelos integrados estructurados por tallas (Punt *et al.*, 2013). Difiere de los modelos estructurados por edades en que utiliza observaciones de captura por longitud y sigue a los

individuos en intervalos de longitud más que en clases de edad a lo largo del tiempo, haciendo uso de un modelo de crecimiento que determina las probabilidades de transición de intervalos de longitud en pasos de tiempo subsecuentes.

2. ANTECEDENTES

Los estudios de camarón en México y en particular en el Pacífico mexicano se pueden considerar amplios y diversos. Sin embargo, es necesario incursionar sobre procesos biológicos que consideren la búsqueda de patrones y consistencias biológicas cuantitativas que permitan avanzar en el conocimiento de las especies que componen este importante recurso biológico y pesquero.

La literatura relativa a la investigación biológico pesquera del recurso camarón es extensa. En los 70's y 80's se publicaron los trabajos más importantes en México que establecieron las bases técnicas y científicas que permitieron explotar de manera sostenible al recurso camarón en México (Chapa, 1956; Jaquemin, 1976; Grande-Vidal, 1983; Hernández-Carballo, 1988; Lluch-Belda, 1974, 1975, 1977; López-Guerrero, 1968; Magallón y Jaquemin, 1976; Reyna, 1979; Rodríguez de La Cruz, 1976a, 1976b, 1981; Rodríguez de la Cruz y Rosales, 1976). En 1976 se realizó en Guaymas, Son., el simposio sobre Biología Poblacional de Camarones (INAPESCA, 1976), mientras que a nivel internacional también se conjuntaron esfuerzos para actualizar el nivel de conocimientos alcanzados para efectos de la administración y manejo de las pesquerías de camarón (Gulland y Rothschild, 1984; Rothlisberg *et al.*, 1985). Así, en los 80's la FAO también dedicó un documento técnico para concentrar el nivel de conocimientos alcanzados (García y Le Reste, 1986).

La mayoría de los estudios de las pesquerías de camarón en México analizan diversos aspectos de su biología y dinámica poblacional para el establecimiento

de bases para su manejo (Aragón-Noriega *et al.*, 2007; Cervantes-Hernández *et al.*, 2008; García-Juárez *et al.*, 2009; López-Martínez *et al.*, 2005; Madrid-Vera *et al.*, 2012; Meráz-Sánchez *et al.*, 2013; Morales-Bojórquez y López-Martínez, 2001, 1999; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001, 2013; Ramos-Cruz *et al.*, 2006). Se ha también evaluado la relación de parámetros poblacionales como el crecimiento (Aragón-Noriega, 2016; López-Martínez *et al.*, 1999, 2003, 2005; Sepúlveda y Soto, 2001) y la estructura de edades (García-Borbón, 2009; López-Martínez, 2000). Y dada la vulnerabilidad de las poblaciones de camarón a la variabilidad ambiental, se han hecho diversos esfuerzos en su estudio (Aragón-Noriega, 2007; Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005; Calderón-Aguilera *et al.*, 2003; Castro-Ortiz y Lluch-Belda, 2008; López-Martínez *et al.*, 2010; Santamaría-del-Ángel *et al.*, 2010).

Respecto al proceso reproductivo de las especies que componen el recurso camaronero, existe también una amplia literatura al ser uno de los primeros trabajos de investigación efectuados en México para regular la pesquería. Los primeros estudios sólo describen el periodo reproductivo; otros contribuyen notablemente en la búsqueda de patrones espaciales y la variabilidad de la talla de primera madurez (Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005). Leal-Gaxiola (1999) establecieron para el camarón café la posible existencia de dos tipos de procesos de desove, continuo y dos picos de desove al año. También se tiene registrada una amplia variación de la talla de primera madurez, oscilando entre 117 a 178 mm de longitud total para el camarón café. De manera general, se reconoció que cerca de los trópicos, las temporadas de desove son largas y a menudo asociadas con actividad máxima cuando las condiciones favorecen el transporte y sobrevivencia de los descendientes (Johannes, 1978; Thresher, 1984). Así mismo, se han propuesto esquemas de evaluación del proceso reproductivo que involucran, además de la proporción de hembras maduras, la consideración de la fecundidad y la abundancia de hembras por intervalo de

longitud (Alcántara-Razo, 2005; Aragón-Noriega, 2005; Aragón-Noriega y García-Juárez, 2007; Valenzuela-Quñones *et al.*, 2006).

Fisiológicamente, la producción de huevos de un crustáceo en cualquier tiempo es el resultado de numerosas interacciones complejas internas y externas (Restrepo y Watson, 1991). Los cambios en el éxito reproductivo y de otros procesos biológicos del camarón café son influenciados por diversas condiciones ambientales, tales como los eventos como El Niño y La Niña (Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005; Lluch-Cota *et al.*, 2013; López-Martínez *et al.*, 2002), y otros factores tales como la salinidad (Vargas-Albores *et al.*, 1998; Villarreal *et al.*, 2003; Villarreal y Hewitt, 1993; Villarreal y Ocampo, 1993); disponibilidad de alimento (Edwards, 1978; Muncy, 1984; Shiau, 1998); e intensidad de luz (Chamberlain y Lawrence, 1981; Jaski *et al.*, 2014; Wurts y Stickney, 1984; You *et al.*, 2006), la cual tiene influencia sobre el ciclo hormonal de maduración (Nagaraju, 2011). El éxito reproductivo a su vez influye sobre la sobrevivencia y la estructura edad-longitud de la población, por lo que la estimación de la biomasa reproductora remanente a la pesca es importante (Morales-Bojórquez *et al.*, 2013).

La estimación de la biomasa reproductora involucra diversos aspectos por considerar. Quinn y Deriso (1999) consideran que la capacidad reproductiva de una población depende de cuantos individuos están sexualmente maduros; y generalmente la maduración sexual es una función de la proporción de sexos y tallas de los individuos de la población. Restrepo y Watson (1991) incluyen en el proceso de estimación de la producción de huevos, el sexo, la fecundidad, y la fracción de hembras maduras. La estimación del sexo y la fecundidad por edad-longitud es relativamente sencilla (Porch *et al.*, 2007). Para definir la madurez sexual de la población, es necesario considerar el proceso involucrado en su evaluación y modelación. El criterio comúnmente involucrado para definir la maduración sexual es la $L_{50\%}$ o longitud de primera madurez, la cual es definida como la talla promedio a la cual el 50 % de los individuos de la población han alcanzado la talla reproductiva (Roa *et al.*, 1999). Este criterio es una variable

conductora en la mayoría de los modelos de evaluación de stock, el cual afecta directamente los estimados de la productividad del stock. Además, se reconocen diversos métodos para calcular $L_{50\%}$ (Chen y Paloheimo, 1994; ICES, 2008; Roa *et al.*, 1999; Trippel y Harvey, 1991).

La madurez reproductiva es generalmente una función no lineal de la longitud (Hartnoll, 1985; Sastri, 1983; Wenner *et al.*, 1985). En las especies iteróparas, la relación entre longitud y madurez no puede ser estimada de la misma forma que en las semélparas. A lo largo del tiempo se han observado cambios en los métodos para estimar los parámetros de una función logística para llegar a obtener la $L_{50\%}$ (Brouwer y Griffiths, 2005; Lysack, 1980; Richards *et al.*, 1990; White *et al.*, 2002). En general, primero se utilizó una función probit asociada a una distribución de probabilidad acumulada, de forma que se obtenía una curva sigmoide en la que la asíntota eventualmente alcanzaba el total de la proporción (1.0). Con esta curva sigmoide, bastaba trazar una interpolación (gráfica o analítica) en el punto de inflexión al 50 % de la proporción de la población, obteniendo la $L_{50\%}$ (Leslie *et al.*, 1945). Posteriormente, un importante cambio ocurrió cuando se incorporó una distribución binomial y el procedimiento de máxima verosimilitud para ajustar los datos observados a un modelo, en donde se integraron datos de organismos maduros e inmaduros (Welch y Foucher, 1988). Y el otro cambio importante por mencionar y escasamente analizado, sobre todo en los invertebrados marinos, ocurre cuando se considera que la asíntota puede ser diferente de la unidad (1.0) (Chen y Paloheimo, 1994; Lysack, 1980; Restrepo y Watson, 1991; Schnute y Richards, 1990). De hecho, la asíntota en los modelos logísticos o sigmoides representa la fracción (o el total cuando ésta es igual la unidad) de hembras maduras en la población. Quinn y Deriso (1999) nombraron a ésta como madurez asíntótica. Restrepo y Watson (1991) modelaron la fracción de madurez de la población como una proporción resultante de la desviación de la unidad de la asíntota (menor o igual a 1.0), una vez que se ajustan los datos observados y estimados. Cuando la asíntota es menor a 1.0 y la curva logística

permanece simétrica alrededor de su punto de inflexión, la nueva asíntota puede ser considerada como la fracción de madurez alcanzada por la población.

Con relación a la evaluación de stock de camarones en México mediante el uso de la composición por longitudes, los trabajos existentes a la fecha han sido efectuados con modelos basados en edades; o bien, con modelos basados en tallas en los cuales las relaciones son de carácter determinístico y bajo el supuesto de equilibrio (García-Borbón, 2007, 2009; López-Martínez, 2000; López-Martínez *et al.*, 2002). El modelo CASA se ha implementado en diversas evaluaciones, particularmente en invertebrados, entre los que sobresalen Fisch *et al.* (2019), Hart *et al.* (2012), Jacobson *et al.* (2010) y Lai y Bradbury (1998). En México se encuentran los trabajos de Morales-Bojórquez *et al.* (2013), Morales-Bojórquez y Nevárez-Martínez (2010), y Zepeda-Benítez *et al.* (2017). En los trabajos anteriores se destaca que a pesar de que CASA es uno de los modelos integrales estructurado por tallas más sencillo, su uso sigue siendo actual (Fisch *et al.*, 2019).

3. JUSTIFICACIÓN

La pesquería de camarón en México sigue siendo a la fecha una de las más importantes dada su contribución en la generación de divisas, empleos y alimentos. En el Pacífico mexicano es donde se extrae la mayor parte de este recurso, particularmente de especies como el camarón café (*F. californiensis*) y camarón azul (*L. stylirostris*). El camarón café es la especie dominante en las capturas en la flota industrial y en zonas con características más oceánicas que costeras, como es el caso del complejo lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, en la costa occidental de la península de Baja California. La pesquería de camarón café en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. muestra una amplia variabilidad en su disponibilidad, que podría estar asociada a la dinámica de los procesos biológicos como el reclutamiento, la reproducción y el crecimiento, así como el impacto

diferencial de la variabilidad ambiental. El análisis tradicional considera la evaluación de las relaciones entre las capturas con el esfuerzo pesquero (caracterización y variabilidad), o bien con factores ambientales, sin la consideración de la propia variabilidad de los procesos biológicos. Por lo que la investigación de la contribución diferencial de diferentes procesos biológicos, pesqueros y ambientales que propician la variabilidad de la abundancia y las capturas, será de mucha utilidad en la comprensión de la variabilidad de las capturas en Bahía Magdalena-Almejas B.C.S. y el Pacífico mexicano.

4. HIPÓTESIS

La variabilidad de la biomasa de camarón café de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. es posible explicarla mediante un modelo integrado y estructurado por longitudes, en donde los procesos biológicos involucrados en la definición de la abundancia como la reproducción, crecimiento se encuentran sujetos a la variabilidad ambiental.

5. OBJETIVOS

5.1 Objetivo general

Determinar los cambios en la biomasa de camarón café, *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., de tal forma que se establezca la contribución de los procesos biológicos, pesqueros y ambientales.

5.2 Objetivos particulares

5.2.1 Estimar los cambios interanuales de la fracción de hembras maduras y la talla de primera madurez.

5.2.2 Evaluar los cambios interanuales en la tasa de crecimiento del modelo de von Bertalanffy.

5.2.3 Establecer los cambios en la selectividad por intervalo de longitud durante cada temporada de captura, para valorar su influencia en la explotación y cantidades de manejo de la pesquería.

5.2.4 Estimar la abundancia por intervalos de longitud y temporada de captura.

5.2.5 Estimar la magnitud y variabilidad del reclutamiento a la pesquería del camarón café.

5.2.6 Estimar la magnitud y dinámica del proceso de explotación (tasa de explotación).

5.2.7 Estimar las cantidades de manejo de la población y su pesquería.

5.2.8 Analizar la influencia de la variabilidad ambiental en los procesos biológicos que determinan la abundancia de la población.

6. MATERIAL Y MÉTODOS

El sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S, México se localiza en la vertiente suroccidental de la península de Baja California ($24^{\circ} 16' N$ y $25^{\circ} 45' N$ y $111^{\circ}20' W$ y $112^{\circ} 18' W$). Representa una zona de transición entre los ambientes tropical y subtropical del Océano Pacífico oriental. Denota una situación antiestuarina en donde la salinidad en el interior del sistema es mayor respecto de la que se presenta en el mar abierto, causada esencialmente por la alta evaporación y a la ausencia de aportes de agua dulce por escurrimientos y precipitación (Alvarez-Borrego *et al.*, 1975), y debido a la presencia de numerosos esteros con alta abundancia de bosque de manglar, observados como importantes áreas de protección de larvas y juveniles de camarón, se ha registrado la presencia de todos los estadios de vida (desde huevo hasta adultos

reproductores) en los camarones azul y café, por lo que se reconoce que completan todo el ciclo de vida al interior del sistema lagunar (García-Borbón *et al.*, 1996), lo que concede asumir que la población de camarón café en este complejo lagunar corresponde a un solo stock. Cubre un área aproximada de 562 km² (Jiménez-Quiroz *et al.*, 2019) y se pueden identificar dos lagunas costeras denominadas Bahía Magdalena al norte del sistema, y Bahía Almejas al sur del mismo. Cuenta además con una vasta zona de canales y esteros al norte del sistema. Bahía Magdalena se encuentra franqueada por la Isla Magdalena por su margen occidental y cuenta con una amplia boca (La Bocana), y también cuenta con comunicación permanente con Bahía Almejas. Al sur del sistema se encuentra Bahía Almejas, que también está franqueada en su margen occidental por la Isla Margarita y la Isla Creciente; pero ésta cuenta con dos bocas, más estrechas que la “Bocana” de Bahía Magdalena, una conocida como Boca y Barra Flor de malva, de carácter temporal y el Canal de Rehusa. Por otra parte, Jiménez-Quiroz *et al.* (2019) también caracterizaron al sistema lagunar por contar con dos zonas identificadas por su profundidad y estructura termohalina: la zona interna es somera (<20 m), ocupando aproximadamente la mitad de la superficie del sistema lagunar y se caracteriza por una distribución vertical homogénea de la salinidad, temperatura, nutrientes y clorofilas (Cervantes-Duarte *et al.*, 2010; Zaitsev *et al.*, 2010). La zona profunda (> 20 m) se encuentra conectada al océano a través de la “Bocana” y la influencia del mar adyacente se identifica por la estratificación termohalina modulada por la actividad de surgencias costeras (Zaitsev *et al.*, 2010). Las surgencias costeras son la fuente primaria de suplemento de nutrientes al sistema, y las corrientes de marea generan la advección de aguas frías ricas en nutrientes desde el océano (Cervantes-Duarte *et al.*, 2010; Zaytsev *et al.*, 2003). De marzo a junio la temperatura disminuye, y las concentraciones de nitratos y fosfatos se incrementan de marzo a junio, periodo que corresponde al periodo considerable de fuerza de las surgencia. El amonio es también elevado en este periodo y se asocia con alta actividad biológica. El resto del año la temperatura es elevada y la fuerza de las surgencias y la advección de nutrientes son bajas.

La región de Bahía Magdalena-Almejas, en la costa occidental de la península de Baja California está sujeta a la influencia de la Corriente de California, particularmente durante invierno-primavera, y por la Corriente Costera Mexicana del Pacífico (Durazo, 2105; Gómez-Valdivia *et al.*, 2015), también conocida como Corriente Occidental Mexicana (Kessler, 2006) en verano-otoño. Los procesos climáticos de escala global tales como El Niño-Oscilación del Sur (ENSO) y la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), entre otros (Sydeman *et al.*, 2014), acentúan las características templadas o tropicales dependiendo de su fase. El PDO sigue de cerca el primer modo de la variabilidad de la temperatura superficial del mar del Pacífico Norte y probablemente incluye ambas fuentes, tropical y extra tropical, de variabilidad Decadal como el ENSO (Alexander *et al.*, 2002).

Por otra parte, en el noreste del Océano Pacífico, la temperatura fue alta durante 2013 a 2016 debido a la sucesión de La Mancha (“The Blob”, otoño del 2103-primavera 2015) y a una fase cálida del ENSO (El Niño, verano del 2015-primavera 2016). La Mancha consistió de una gran masa de agua relativamente cálida en el Océano Pacífico fuera de las costas de Norte América las cuales modificaron la temperatura atmosférica y marina, los patrones de vientos, la fuerza de las surgencias, y la productividad desde Alaska hasta Baja California (Leising *et al.*, 2015; McClatchie *et al.*, 2016; Robinson, 2016; Zaba y Rudnick, 2106). La Mancha fue el resultado de la intensificación del modo acoplado de variabilidad océano-atmósfera en el Pacífico Norte y tropical, y en el Pacífico noreste forzado por el fortalecimiento del patrón atmosférico tipo Oscilación del pacífico Norte desde 2013. El segundo modo océano-atmósfera reflejó la variabilidad meridional a través de la teleconexión tropical-extratropical, y fue un importante precursor de la variabilidad del ENSO (Tseng *et al.*, 2017). Estos autores concluyeron que la Mancha fue un claro precursor de El Niño 2015-2016 (aunque no fue una causa directa), representando un impacto extra tropical en el Hemisferio Norte.

6.1 Información biológica. Reproducción

El presente estudio analizó la dinámica poblacional del camarón café (*F. californiensis*) del sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., la cual forma parte de la pesquería artesanal en esta región. Y dado que la pesquería no opera todo el año, para la evaluación del proceso reproductivo, de crecimiento y para el establecimiento de los parámetros de la relaciones longitud – peso (L-W), fue necesario coleccionar muestras biológicas tanto durante la temporada de pesca como de no pesca (veda). De esta forma fue posible contar con individuos que cubren prácticamente todo el espacio de distribución del camarón (Fig. 1), la mayor amplitud de tallas posible y todos los estadios de madurez reproductiva establecidos.

De la captura obtenida en cada embarcación sujeta a muestreo, se determinó la composición por especies de camarón (Hendrickx, 1986, 1995, 1996; Pérez Farfante, 1988) y la proporción en peso y número correspondiente para cada una de ellas. De los camarones coleccionados, se separaron y contaron los ejemplares por especie. Dependiendo del número de ejemplares capturados, si es menor a 100 se considera el total para el análisis, en caso contrario se separó una submuestra aleatoria de 100 individuos como tamaño mínima de muestra. Se determinó además la abundancia relativa, la proporción de sexos, la longitud total al milímetro más cercano y el grado de madurez gonadal mediante evaluación morfo cromática (Barreiro-Güemes, 1986; García, 1976; Leal-Gaxiola *et al.*, 2001; Olguín-Palacios, 1968).

Por cuanto a la valoración del desarrollo reproductivo, para los machos se contemplan dos grados de madurez, I - Inmaduro (petasma separado) y II - Maduro (petasma unido). Para las hembras se reconocen 4 estadios: I - Inmadura, II - En Desarrollo, III - Madura, IV - Desovada, variando para cada especie los colores y sus tonalidades (Barreiro-Güemes, 1986; García, 1976; Leal-Gaxiola *et al.*, 2001; Olguín-Palacios, 1968).

Para la evaluación del proceso reproductivo de las hembras durante el periodo comprendido entre 1995 y 2015, se usaron los datos mensuales sobre la longitud total (mm LT) y madurez. El proceso de análisis involucró la agrupación de los 4 grados de madurez a sólo dos estadios dicotómicos: Inmaduras (I y II) y Maduras (III y IV). De manera similar, los datos de madurez se agruparon en intervalos de longitud total de 5 mm. En cada año las campañas mensuales de muestreo variaron anualmente, efectuándose en promedio 7 campañas por año (Tabla II).

Tabla II. Campañas de muestreo y número de hembras de camarón café (*F. californiensis*) colectadas en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

Año	Campañas de muestreo	Total de hembras	Hembras maduras	Proporción hembras maduras
1995	7	1622	741	0.46
1996	2	121	60	0.50
1997	10	2433	1009	0.41
1998	8	1138	609	0.54
1999	8	1642	862	0.52
2000	7	2462	1030	0.42
2001	6	1524	786	0.52
2002	7	2173	1261	0.58
2003	7	2415	648	0.27
2004	7	2494	782	0.31
2005	7	2316	608	0.26
2006	7	2413	568	0.24
2007	6	1118	386	0.35
2008	6	2406	685	0.28
2009	4	1550	951	0.61
2010	9	2532	911	0.36
2011	9	2183	837	0.38
2012	7	1576	364	0.23
2013	7	828	293	0.35
2014	11	3356	790	0.24
2015	9	1539	368	0.24

6.2 Información biológica y capturas. Evaluación de stock

El presente estudio corresponde al periodo comprendido entre las temporadas de pesca 1995-1996 hasta la 2015-2016, las cuales en general cubren los meses de septiembre a marzo. La información biológica de *F. californiensis* fue obtenida de los desembarques en playa correspondientes a las temporadas de captura de la pesquería artesanal del sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, en la costa suroccidental de la península de Baja California, México (Fig. 2). Durante cada temporada de pesca, los camarones fueron colectados en áreas que cubren el espacio geográfico donde opera la pesquería artesanal, para lo cual se asume que corresponden a un solo stock. El número de embarcaciones y animales fue determinado por los límites de capacidad de trabajo debido a la búsqueda y movimientos necesarios para acceder a las diferentes áreas de arribo de las embarcaciones, a la colecta de muestras por embarcación, y para efectuar las mediciones de los organismos. Así, cada campaña mensual de muestreo considera 5 días de actividad de muestreo. Cada día de trabajo atendió la selección de un máximo de 6 a 8 embarcaciones, dando preferencia a aquellas que venían de diferentes sitios de captura del total del área de pesca. Un máximo de 100 camarones cafés (de ambos sexos) fueron aleatoriamente colectados por embarcación. Durante cada campaña de muestreo fueron obtenidos datos sobre la longitud total (LT, mm), sexo y estadio de madurez gonadal. El número total de individuos registrados fue de 50,401 individuos de ambos sexos, con una media de 2,395 individuos por temporada de pesca (Tabla III).

Los registros de longitud total fueron agrupados en intervalos de 5 mm, cubriendo 41 intervalos entre 50 – 250 mm LT combinando datos de ambos sexos. De manera similar las frecuencias de tallas mensuales fueron agrupadas para cada temporada, y en cada una de ellas se estimaron los parámetros de las relaciones entre la longitud y peso totales mediante una función de tipo potencial. El estudio asume que las capturas por intervalo de longitud son libres de error de medida, en

virtud a la medición precisa de la longitud y al tamaño relativamente grande de muestra (2,395 individuos en promedio por temporada).

La magnitud de las capturas de camarón café fue establecida mediante la información obtenida de los avisos de arribos de la pesquería proporcionados por la Comisión Nacional de Pesca, CONAPESCA (<https://www.gob.mx/conapesca>), con el apoyo de la composición por especies observada en los muestreos biológicos mensuales.

Tabla III. Tamaño de muestra (n) durante cada temporada de pesca. Camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

Temporada de pesca	n	Temporada de pesca	n
1995 - 1996	1,965		
1996 - 1997	374	2006 - 2007	2,473
1997 - 1998	3,793	2007 - 2008	939
1998 - 1999	1,053	2008 - 2009	3,634
1999 - 2000	2,278	2009 - 2010	2,443
2000 - 2001	2,481	2010 - 2011	3,087
2001 - 2002	1,883	2011 - 2012	2,818
2002 - 2003	2,057	2012 - 2013	2,371
2003 - 2004	3,869	2013 - 2014	1,703
2004 - 2005	1,935	2014 - 2015	3,570
2005 - 2006	2,598	2015 - 2016	2,977

6.3 Reproducción. Evaluación cuantitativa

Las proporciones anuales de hembras maduras para cada intervalo de longitud y la talla de primera madurez fueron estimadas mediante el modelo propuesto por Restrepo y Watson (1991). El modelo considera que la fracción madura en cada talla, $\delta_{i,t}$ es estimada por:

$$\delta_{i,t} = \frac{m_{i,t}}{n_{i,t}} \quad (1)$$

donde m es el número de hembras maduras y n es el número total de hembras. Dada la naturaleza binomial de los datos, la distribución de probabilidad para cada fracción madura en cada intervalo de longitud es (Schnute y Richards, 1990; Welch y Foucher, 1988):

$$\Pr(\delta_{i,t}) = \binom{n_{i,t}}{m_{i,t}} (\delta_{i,t})^{m_{i,t}} (1 - \delta_{i,t})^{n_{i,t}-m_{i,t}} \quad (2)$$

La verosimilitud asociada con la muestra es el producto de las distribuciones de probabilidad en cada intervalo de longitud. Dado que los individuos son medidos en longitudes indexadas de 1 a M , la verosimilitud es:

$$L = \prod_{i=1}^M \Pr(\delta_{i,t}) \quad (3)$$

Y se empleó una función logística simple de tres parámetros para modelar los cambios en la proporción de hembras maduras como una función de i y t :

$$\delta_{i,t} = \frac{\rho_i}{1 + e^{(a_t - \beta_t L_i)}} \quad (4)$$

Donde $\delta_{i,t}$ es la proporción de hembras maduras en el intervalo de clase (i) al tiempo (t). L_i es la clase de longitud total (i), α_t es un parámetro del modelo, y β_t es el parámetro relacionado con la velocidad de cambio de la longitud desde un estado inmaduro a uno maduro (Fontoura *et al.*, 2009). El modelo logístico fue resuelto asumiendo dos alternativas que tienen que ver con la asíntota del modelo (ρ_i): 1) $\rho_i = 1.0$, y 2) $0 \leq \rho_i \leq 1.0$. Cuando la opción 1 fue estimada, se permite la optimización de sólo dos parámetros (a_t y β_t). En la opción 2 se estiman tres parámetros (a_t , β_t y ρ_i); en este caso se permite una fracción de hembras maduras entre 0 y 1.0. Para el modelo de 2 parámetros, la talla de primera madurez de las hembras se estimó mediante la razón a_t/β_t . Mientras que para el modelo de 3 parámetros la talla de primera madurez se estimó como (García-Borbón *et al.*, 2018):

$$L_{50\%} = \left(\frac{1}{\beta_t}\right) * (\ln(2\rho_t - 1) - \alpha_t) \quad (5)$$

Para cada año, los parámetros α_t , β_t , y ρ_i son estimados encontrando los valores que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud (Restrepo y Watson, 1991):

$$\ln(L_i) = \sum_{i=1}^M k + m_{i,t} \ln\left(\frac{\rho_i}{1 + e^{(\alpha_t - \beta_t L_i)}}\right) + (n_{i,t} - m_{i,t}) \ln\left(1 - \frac{\rho_i}{1 + e^{(\alpha_t - \beta_t L_i)}}\right) \quad (6)$$

La estimación de los parámetros que maximizan la función log-verosimilitud se obtiene mediante un algoritmo numérico de búsqueda (motor GRG no lineal, Abadie, 1978; Lasdon *et al.*, 1978; Lasdon y Warren, 1978). La cantidad expresada como $\kappa = \ln\left(\frac{n_{i,t}}{m_{i,t}}\right)$ representa el coeficiente binomial, y fue estimado como (Welch y Foucher, 1988):

$$\kappa = \frac{n_i}{m_i \times (n_i - m_i)} \quad (7)$$

Los intervalos de confianza (IC) fueron estimados mediante la técnica de Bootstrap, el intervalo superior e inferior IC se estimaron empleando el método percentil corregido por sesgo (Haddon, 2001). Los percentiles usados para estimar el IC varían en función del valor actual del sesgo óptimo de cada parámetro con relación a la distribución promedio del remuestreo (Haddon, 2001). Bajo esta consideración, primero se calculó el inverso de la distribución normal estándar acumulada ($F-1$) a partir de la fracción de réplicas del remuestreo que son menores al valor óptimo (F) usando la siguiente ecuación:

$$z_0 = \Phi^{-1}(F) \quad (8)$$

Por último, los percentiles inferior y superior (P) para las distribuciones del remuestreo para cada parámetro fueron obtenidos usando las siguientes:

$$P_{sup, inf} = \Phi(2z_0 \pm 1.96) \quad (9)$$

Donde F es la función de distribución normal acumulada y 1.96 es el valor crítico de la curva normal inversa para IC al 95% (Haddon, 2001).

Se aplicó el Criterio de Información de Akaike (AIC) para seleccionar el modelo más adecuado en términos de la Teoría de la Información (Akaike 1981; Burnham y Anderson, 2002). Este criterio considera lo siguiente:

$$AIC = 2L + (2k) \quad (10)$$

En donde L representa el negativo del logaritmo de la función de verosimilitud y k el número de parámetros de modelo. El modelo con el menor valor es considerado como el que ofrece el mejor balance entre la precisión del ajuste y el número de parámetros.

6.4 Evaluación de stock

6.4.1 Dinámica poblacional

La dinámica poblacional de *F. californiensis* fue estudiada mediante un análisis integrado estructurada por longitudes denominado CASA, por su acrónimo en inglés (Sullivan *et al.*, 1990). Este modelo describe la explotación y el crecimiento de los individuos en la población en términos de la longitud, y está formulado en términos de dos relaciones básicas. Una que relaciona la captura por talla con la abundancia, y la otra que determina los cambios en números por talla de un intervalo de tiempo al siguiente.

La captura ($C_{l,t}$) para una clase de longitud dada l ($l = 1, \dots, n$) y un tiempo t ($t = 0, \dots, t_{max}$) está relacionada al número de individuos en la población ($N_{l,t}$) en dicha clase de longitud a ese tiempo a través de una tasa de explotación basada en longitud ($\mu_{l,t}$). La forma general de la ecuación de Baranov (Ricker 1975)

indexada en términos de clases de longitud más que de edad, se mantiene en el tiempo t para los camarones la clase de longitud l :

$$C_{l,t} = \mu_{l,t} N_{l,t} \quad (11)$$

En donde la tasa de explotación $\mu_{l,t}$ representa la proporción de individuos que mueren debido a la mortalidad por pesca, dada su estancia en la clase de longitud l al tiempo t . La tasa de explotación es por tanto dependiente de la mortalidad por pesca $F_{l,t}$ y la tasa de mortalidad total $Z_{l,t}$ de los camarones de la clase de longitud l durante el tiempo t de la siguiente manera:

$$\mu_{l,t} = \frac{F_{l,t}}{Z_{l,t}} (1 - e^{-Z_{l,t}}) \quad (12)$$

En donde $F_{l,t}$ y $Z_{l,t}$ están en unidades de $1/\Delta t$. Combinadas, las ecuaciones (11) y (12) expresan la forma estándar de la ecuación de captura de Baranov con individuos clasificados por longitud más que por edad. Las unidades del intervalo de tiempo $1/\Delta t$ pueden ser expresadas en años, como lo están en la mayoría de los modelos estructurados por edades, pero también pueden expresarse en términos del incremento temporal sobre el cual las observaciones fueron colectadas (e.g. meses, semanas, etc.), las cuales también pueden cambiar en cada paso del tiempo.

La mortalidad por pesca es una función del esfuerzo pesquero y la selectividad del arte de pesca. Se asume que la mortalidad por pesca es separable en un producto de un coeficiente s_l de selectividad específico a la longitud y una tasa f_t de mortalidad por pesca al tiempo t siguiendo el enfoque de Doubleday (1976) para los grupos basados en edad y expresados como:

$$F_{l,t} = s_l f_t \quad (13)$$

El coeficiente de selectividad s_l específica a la longitud es interpretada como la fracción de camarones en la clase de talla l sujeta al efecto total de la mortalidad por pesca (f). Está representada por una función tipo gamma:

$$s_{l,t} = \left(\frac{l_t}{\alpha_t^*}\right) * \left[\exp\left(\alpha_t - \left(\frac{N_{l,t}}{\beta_t}\right)\right)\right] \quad (14)$$

En donde $N_{l,t}$ es el número de camarones capturados en la clase de talla l . s_l es escalada de tal forma que la $s_{l,t}$ más grande es establecida como 1 para asegurar que las tasas de mortalidad por pesca estén bien definidas.

La tasa instantánea de mortalidad por pesca de los individuos en la clase de longitud l al tiempo t es separable como la suma de las tasas instantáneas de mortalidad natural y por pesca:

$$Z_{l,t} = F_{l,t} + M_t = s_l f_t + M_t \quad (15)$$

En donde M_t corresponde a la mortalidad natural. Se asume que la mortalidad natural es constante a lo largo de cada temporada de pesca, pero variable entre ellas. Fue estimada anualmente por García-Borbón (2009), ampliando la estimación para cubrir el periodo de estudio, mediante la ecuación empírica propuesta por Pauly (1980, 1987), considerando la temperatura media anual del hábitat (°C):

$$\ln M = -0.0152 - 0.279 * \ln L_\infty + 0.6543 * \ln K + 0.463 * \ln T \quad (16)$$

La relación entre el número de individuos ($N_{l,t}$) al tiempo t y el número ($N_{l,t'}$) presentes a un tiempo posterior t' es descrita en términos de los números de camarones sobrevivientes a la longitud l que crecen en un siguiente periodo de tiempo. Si el crecimiento es insignificante para los camarones inicialmente en la clase de longitud l al tiempo t , entonces el número total de camarones en la clase de longitud l que sobrevivieron al inicio del periodo de tiempo t' es reducido sólo por la mortalidad, para cada clase de longitud l ($l = 1, \dots, n$):

$$N_{l,t'} = N_{l,t} e^{-Z_{l,t}} \quad (17)$$

6.4.2 Crecimiento

Respecto al crecimiento, se incorpora un modelo que combina la variabilidad inherente observada en el crecimiento individual con la tendencia general no lineal frecuentemente observada para las poblaciones como un todo. El crecimiento está representado por la proporción $P_{l,l'}$ de individuos sobrevivientes en la clase de longitud l durante un intervalo de tiempo fijo. Se asume que la proporción $P_{l,l'}$ de individuos que crecen desde una clase de longitud l a todas las clases de longitud l' ($l' = l, \dots, n$) está representada por una función de distribución de probabilidad que puede ser parametrizada por su media y su variancia. La media representa el incremento en crecimiento promedio que puede entonces ser descrito por cualquier modelo de crecimiento determinístico estándar. La variancia representa la variabilidad individual en crecimiento, el cual en varias circunstancias es proporcional a la media (Fournier y Breen, 1983; Schnute y Fournier, 1980); bajo tal formulación, la media y la variancia únicamente determinan la proporción de individuos que van de una clase de longitud a otra. Por ejemplo, para representar la media de una distribución, considere el crecimiento del modelo de von Bertalanffy

$$L_t = L_\infty(-e^{k(t-t_0)}) \quad (18)$$

Donde L_t es la longitud de un individuo a la edad t , t_0 es el factor de corrección del tiempo para la longitud al nacimiento o reclutamiento, L_∞ es la longitud asintótica teórica de un individuo, y K es la constante de crecimiento de Brody. Basado en este modelo, el incremento en crecimiento Δ_l sobre una unidad de intervalo de tiempo ($t, t+1$) para un camarón que inicia en una clase de longitud l al tiempo t de L_t puede ser descrito como (Chapman, 1960):

$$\Delta_l = L_{t+1} - L_t \quad (19)$$

Que puede variar de un individuo a otro. Fijando L_t a la longitud media (l_*) de la clase de longitud l , Δ_l representa el cambio en longitud de un individuo que se

encontraba inicialmente en la clase de longitud l . El incremento en crecimiento medio $\bar{\Delta}_l$ para los individuos en la clase de longitud l es entonces el cambio promedio en longitud de los individuos inicialmente en la clase de longitud l :

$$\bar{\Delta}_l = (L_\infty - l_*)(1 - e^{-k}) \quad (20)$$

Una expresión que es independiente de t_0 . Por diferenciación, como en la ecuación (18), la necesidad de interpretación del tiempo como en la edad en la ecuación (19) es eliminada. Los parámetros K y L_∞ fueron obtenidos de García-Borbón (2009) y ampliados para cubrir el presente periodo de estudio. Estos fueron estimados mediante el método Electronic Length Frequency Analysis, ELEFAN I (Pauly, 1987; Pauly y David, 1981). Por otro lado, considerando que los parámetros K y L_∞ denotan covarianza entre ellos (Cummings *et al.*, 2016), Pauly y Munro (1984) propusieron un criterio de comparación del crecimiento interanual denominado índice de desempeño del crecimiento en longitud (ϕ'_t):

$$\phi'_t = \log_{10} K + 2 * \log_{10} L_\infty \quad (21)$$

Donde t = año, ϕ'_t = índice de desempeño del crecimiento, n = número total de años. El apóstrofe sólo se registra para diferenciar este índice respecto al correspondiente al crecimiento en peso (Pauly y Munro, 1984). Y a fin de evaluar las diferencias respecto al promedio del periodo de estudio, se obtuvieron las anomalías del índice ϕ'_t (López-Martínez, 2000):

$$Anom_t = \phi'_t - \left(\frac{\sum_{t=1}^{t=n} \phi'_t}{n} \right) \quad (22)$$

Por otra parte, se utilizó una distribución gamma para representar la variación en el crecimiento, debido a su versatilidad y flexibilidad para aproximarse a varias formas funcionales. Es también enteramente definible en términos de sus primero y segundo momentos, reduciendo el número de parámetros por ser estimados. La flexibilidad es requerida para describir los diferentes patrones de crecimiento para camarones pequeños y grandes. Los camarones pequeños crecen más rápido y la

distribución del cambio en longitud Δ_l puede estar sesgada positivamente. Los camarones grandes crecen más lento, lo cual tiende a restringir el crecimiento a las categorías de longitud adyacentes, y la distribución de Δ_l está más concentrada alrededor de la media.

La distribución gamma expresada en términos de los parámetros α_l y β (Hogg y Craig, 1970) es:

$$g(x | \alpha_l, \beta) = \frac{1}{\beta^{\alpha_l} \Gamma(\alpha_l)} x^{\alpha_l - 1} e^{-x/\beta} \quad (23)$$

Donde x representa a Δ_l (el incremento en crecimiento, dado un camarón que originalmente se encontraba en la clase de longitud l). El cambio medio en longitud está dado por $\bar{\Delta}_l = \alpha_l \beta$ y la variancia $\delta_l^2 = \alpha_l \beta^2 = \beta \bar{\Delta}_l$, la cual es proporcional a la media. β es también el coeficiente de variación empleado para incorporar la variabilidad del crecimiento de los individuos en la población:

$$\beta = Coef. Var. = \frac{\delta_l^2}{\alpha_l \beta^2} \quad (24)$$

β es entonces el coeficiente de variación empleado para incorporar la variabilidad del crecimiento de los individuos en la población. Dados l_* y β , los parámetros α_l , y consecuentemente $\bar{\Delta}_l$ y δ_l^2 son funciones de los parámetros L_∞ y K .

Las observaciones de la captura son clasificadas en clases de longitud de 5 mm, y el crecimiento de los individuos en clase de longitud, sea la clase l , donde la longitud de estos individuos, que puede variar en longitud de l_1 a l_2 , es aproximado por el crecimiento de un individuo en la longitud media ($l_* = (l_1 + l_2) / 2$) de la clase. La proporción esperada de los individuos que crecen de la clase de longitud l a la clase l_* se obtiene integrando sobre el rango de longitud (l'_1, l'_2) de la clase de longitud receptora l' al inicio del siguiente periodo de tiempo t' :

$$P_{l,l'} = \int_{l'_1}^{l'_2} g(x | \alpha_l, \beta) dx \quad (25)$$

Cualquier camarón que entre a la clase de longitud con una longitud media mayor a L_∞ se asume que permanece en la clase sujeta a sobrevivencia (i.e. $P_{l,l'} = 1$ para $l' \geq L_\infty$). El modo de operar el modelo de von Bertalanffy como se señaló anteriormente restringe el número de parámetros necesarios para describir el crecimiento a tres parámetros L_∞ , K , y β , permitiendo una descripción estocástica del crecimiento.

Las ecuaciones (17) a (25) son empleadas para calcular el número de camarones $N_{l',t'}$ de la clase media l' al inicio del siguiente periodo de tiempo t' como:

$$N_{l',t'} = \sum P_{l,l'} N_{l,t} e^{-Z_{l,t}} \quad (26)$$

6.4.3 Reclutamiento

Para completar la descripción de la dinámica, se agrega una función de renovación la cual incluye el reclutamiento a la pesquería a la ecuación (26):

$$N_{l',t'} = \sum_l P_{l,l'} N_{l,t} e^{-Z_{l,t}} + R_{l',t'} \quad (27)$$

Donde el reclutamiento a la pesquería puede ocurrir sobre un rango de clases de longitud. El reclutamiento especificado de esta manera representa de manera más general el tipo de reclutamiento observado en la naturaleza donde la variación en crecimiento, conducta, o disponibilidad de alimento puede resultar en individuos entrando al cuerpo principal de la población en varias longitudes. La selectividad específica a la longitud ($s_{l,t}$) es entonces combinada con el reclutamiento poblacional para reflejar la entrada efectiva de los individuos a la captura (Gulland, 1965). En el presente trabajo, el reclutamiento es separado en una variable dependiente R_t y una variable dependiente de la longitud p_l , que representa la proporción de reclutas que transitan a cada clase de longitud:

$$R_{l,t} = R_t p_l \quad (28)$$

Una ventaja de separar las variables, es que R_t puede ser comparado con estimados de reclutamiento a partir de procedimientos estándar, tales como el reclutamiento a la primera clase de edad, mientras que la proporción de reclutas que transitan en las clase de longitud $\{l: l = 1, \dots, n\}$ puede ser representada por otra distribución gamma de dos parámetros, como la mostrada en la ecuación (23), con parámetros de reclutamiento α_r , y β_r . El modelo establecido en la ecuación (27) describe una transición lineal del número de individuos en la clase de longitud l al tiempo t a números en la clase de longitud l' al tiempo t' .

Los números por intervalo de longitud de la población de *F. californiensis* al inicio del periodo de tiempo ($t=0$) denotan el estado del stock cuando el modelo inicia. En consecuencia, la condición inicial requiere un estimado de la abundancia poblacional inicial (N_0), el cual fue estimado como:

$$N_0 = \sum_l N_{l,0} \quad (29)$$

En donde $N_{l,0}$ representa el número de individuos en cada clase de longitud l , y es estimado como:

$$N_{l,0} = \frac{c_{l,0} Z_{l,0}}{F_{l,0}(1-e^{-Z_{l,0}})} \quad (30)$$

De esta forma, la proporción por clase de longitud l (P_l) puede ser calculada como:

$$P_l = \frac{c_{l,0} Z_{l,0} / F_{l,0} (1 - e^{-Z_{l,0}})}{\sum c_{l,0} Z_{l,0} / F_{l,0} (1 - e^{-Z_{l,0}})} \quad (31)$$

Así, la distribución de la abundancia por intervalo de longitud $\hat{N}_{l,0}$ fue estimada como sigue:

$$\hat{N}_{l,0} = \hat{P}_l N_0 \quad (32)$$

Este procedimiento permite simplificar el espacio paramétrico incrementando el desempeño de la función objetivo establecida, estimando un sólo parámetro (N_0) en lugar de un vector entero de ellos $N_{l,0}$.

Los datos ingresados fueron la captura en números observada por intervalos de longitud total de 5 mm de longitud total. Los parámetros del modelo fueron estimados iterativamente durante cada temporada de pesca utilizando el criterio de mínimos cuadrados, minimizando la suma de los residuales al cuadrado (SSQ):

$$SSQ = \sum_{l,t} (\hat{C}_{l,t} - C_{l,t})^2 \quad (33)$$

En donde $\hat{C}_{l,t}$ es la captura por talla predicha al tiempo t y $C_{l,t}$ es la captura por talla observada al tiempo t . Los parámetros α_s y β_s para la función de selectividad fueron los primeros en estimarse de forma independiente al modelo (Lai y Bradbury, 1998; Sullivan *et al.*, 1990). También se incluyeron como parámetros conocidos (anuales) los correspondientes al modelo de crecimiento de von Bertalanffy (L_∞, K) y la mortalidad natural M estimados por García-Borbón (2009) y García-Borbón y Rábago-Quiroz (2015). Sin embargo, éstos fueron reestimados también por el modelo al final del proceso de estimación de parámetros en cada temporada a fin de contribuir con la precisión del modelo. Los parámetros fueron optimizados utilizando el método generalizado del gradiente reducido (Lasdon *et al.*, 1974). Posteriormente, fueron integrados al total de la suma conjunta de SSQ con el resto de los parámetros.

La optimización de los parámetros en cada temporada de pesca se realizó por fases; se ha visto que este procedimiento es útil para incrementar el ajuste del modelo a los datos, mejorando el desempeño de SSQ (Legault y Restrepo, 1998; Luquin *et al.*, 2016). El orden de la optimización fue en general el siguiente: la población inicial (N_0), la magnitud del reclutamiento a la pesquería (R_t), los parámetros de la distribución gamma de reclutamiento (α_r, B_r), y el parámetro β_g del modelo gamma de crecimiento. Finalmente, el vector $F_{l,t}$ fue conocido cuando se incluyó f_t al proceso total de optimización numérica. Una vez que fue posible mejorar la magnitud el ajuste, se incluyó en la optimización de los parámetros del modelo de von Bertalanffy $L_\infty - K$ y de la mortalidad natural M . Cabe hacer notar,

que el ajuste de parámetros se desarrolló de forma continua de modo que a pesar de ser en etapas, la estimación de parámetros involucró la acumulación de los parámetros por estimar. Así, para cuando se estiman los parámetros de mortalidad natural y crecimiento se estaban estimado todos los parámetros anteriormente señalados (N_0 , R_t , α_r , B_r , β_g , f_t , L_∞ , K , y M). El número total de parámetros estimados al final de este proceso en cada temporada de pesca fue de 51.

6.4.4 Cantidades de manejo

En este estudio la abundancia total por intervalo de longitud de la población de *F. californiensis* fue estimada mediante la ecuación (27), la cual incluye el reclutamiento por talla para completar la dinámica de la población.

El número de reclutas durante cada temporada de pesca fue estimada asumiendo un rango de tallas que incluye la talla de captura más pequeña, 50 mm-LT y la talla mínima de primera captura establecida en 135 mm-LT. Esta fue estimada mediante una función logística:

$$L_{i,t} = (1 + \exp(-\alpha_t * ((L_{c,t} - \beta_t)))) \quad (34)$$

En donde α_t y $L_{c,t}$ corresponden a los parámetros calculados a través de la minimización de la suma de residuales al cuadrado (SSQ) de la frecuencia (acumulada) observada de organismos por intervalo de longitud de 5 mm-LT respecto a la frecuencia estimada.

La biomasa por intervalo de longitud durante cada temporada de pesca (t) se estimó de diferentes formas:

Biomasa total ($BT_{l,t}$):

$$BT_{l,t} = \sum_{l=50 \text{ mm}, t=1}^{l=250 \text{ mm}, t=n} N_{l',t'} \omega_{l,t} \quad (35)$$

En donde $\omega_{l,t}$ corresponde al peso de los individuos por intervalo de longitud, y fue estimado a partir de una función potencial, $\omega_{l,t} = \alpha_{\omega} l^{\beta_{\omega}}$, durante cada temporada de pesca.

Biomasa vulnerable (o explotable) ($BV_{l,t}$):

$$BV_{l,t} = \sum_{l=50 \text{ mm}, t=1}^{l=250 \text{ mm}, t=n} N_{l',t'} \omega_{l,t} S_{l,t} \quad (36)$$

En donde $S_{l,t}$ corresponde al valor de selección del arte de pesca por intervalo de longitud de 5 mm en la temporada t , estimada por CASA mediante la ecuación (14).

Biomasa desovante de las hembras ($BDH_{l,t}$):

$$BDH_{l,t} = \sum_{l=50 \text{ mm}}^{L=250 \text{ mm}, t=n} N_{l',t'} \omega_{l,t} \delta_{l,t} g_{l,t} \quad (37)$$

En donde $\delta_{l,t}$ es la proporción de madurez estimada en las hembras por intervalo de longitud de 5 mm-LT en la temporada de pesca t , y definida en la ecuación (4). Mientras $g_{l,t}$ corresponde a la proporción de hembras por intervalo de longitud de 5 mm-LT en la temporada de pesca t .

Por otra parte, el análisis consideró las tendencias de largo plazo de la abundancia (total y reclutas), así como de las diferentes formas de biomasa y tasa de explotación. Además, en virtud al gran número de intervalos de longitud bajo los cuales se realizó el análisis de evaluación del stock mediante el modelo CASA (41 intervalos); se redefinieron los resultados en intervalos de longitud de 25 mm-LT (8 intervalos), a fin de valorar de forma apreciable los cambios de las diferentes cantidades de manejo establecidas por intervalos de longitud. Los 8 intervalos resultantes mostraron valores medios de 60, 85, 110, 135, 185, 210 y 237 mm-LT. El último intervalo quedó de 30 mm-LT. Es de mencionar que como punto de

referencia para la valoración de las cantidades de manejo, se calcularon valores de tendencia central como la media y la mediana, que fueron aplicados diferencialmente en función de la variación de los órdenes de magnitud.

El modelo estimó la tasa de explotación ($\mu_{l,t}$) para cada uno de los 41 intervalos de longitud en cada temporada de pesca, por lo que la selección de un único valor para comparar entre temporadas constituyó un dilema. Como indicador anual de la tasa de explotación se eligió al valor máximo de $\mu_{l,t}$.

6.5 Variables ambientales

En el presente trabajo se evaluó la relación entre variables de origen biológico con variables o indicadores oceánico-atmosféricos. Las primeras estuvieron conformadas por la fracción de hembras maduras en la población (FHM), la longitud de primera madurez (L_{50}), la abundancia (N), el reclutamiento (R) y la biomasa total (BT). Por otra parte, se seleccionaron una serie de indicadores oceánico-atmosféricos a nivel de cuenca como el Índice Multivariado ENSO (MEI) y la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), mientras que a escala regional se usaron al Índice de Surgencias y su anomalía (S, An-S), la fuerza del viento (componente zonal este-oeste, u y An-u; y componente meridional norte-sur, v y An-v), la temperatura superficial del mar y su anomalía (TSM, An-TSM), la temperatura del aire y su anomalía (TA, An-TA), así como la presión atmosférica a nivel del mar y su anomalía (PA, An-PA). También fue considerado el tiempo (T, años) como variable (Tabla IV).

Tabla IV. Relación de variables biológicas y ambientales consideradas en el análisis de regresión lineal múltiple.

Acrónimo	VARIABLES DE RESPUESTA
FHM	Fracción de hembras maduras
L ₅₀	Longitud de primera madurez
N	Abundancia
R	Reclutas
BT	Biomasa total
TA	Temperatura del aire (°C)
TSM	Temperatura superficial del mar (°C)
PA	Presión atmosférica (mb)
u	Componente zonal del viento (este-oeste, m/s)
v	Componente meridional del viento (norte-sur, m/s)
S	Índice de Surgencias
An-TA	Anomalía de la Temperatura del aire
An-TSM	Anomalía de la Temperatura superficial del mar
An-PA	Anomalía de la Presión atmosférica
An-u	Anomalía del componente zonal del viento (u)
An-v	Anomalía del componente meridional del viento (v)
An-S	Anomalía del Índice de Surgencias
MEI	Índice Multivariado ENSO
PDO	Oscilación Decadal de Pacífico
T	Año

Se obtuvieron los datos mensuales de la temperatura del aire, componentes u y v del viento (m/s), presión atmosférica (a nivel del mar, 1000 mb) desde el sitio de Earth System Research Laboratory, con una cobertura espacial de 2.5 grados de latitud y longitud para la región de la costa occidental frente a Bahía Magdalena-Almejas,

B.C.S.

(<https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.pressure.html>).

Sobre la temperatura superficial del mar, los datos mensuales se obtuvieron del servidor de la NOAA (National Centers for Environmental Information), de donde se obtuvieron las temperaturas reconstruidas y extendidas de la superficie del mar

(ERSST, v.5), con una resolución espacial de 2 grados de latitud y longitud para la región de la costa occidental frente a Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

Los valores relativos al índice de surgencias y sus anomalías fueron obtenidos de la página del Pacific Fisheries Environmental Laboratory (PFEL) de la Administración Nacional Oceánica y Atmosférica (NOAA) de los Estados Unidos de América.

EL PFEL proporcionó información del Índice de Surgencias y de sus anomalías para 15 localidades en el hemisferio norte con resolución de 3 grados de latitud y longitud. Para el presente trabajo se utilizó el cuadrante correspondiente a 24° N y 113° W, frente al sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

Sobre los índices oceánicos (climáticos), se obtuvieron los datos mensuales relativos al índice denominado Índice Multivariado ENSO (MEI), desde enero de 1995 a diciembre del 2016. Así como los datos mensuales del Índice Oscilación Decadal del Pacífico (PDO). El sitio de origen es: <https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/>

La relación entre las variables de origen biológico y las oceánico atmosféricas fue evaluada mediante regresión lineal múltiple como procedimiento para tratar de determinar si existe o no relación de dependencia entre las variables de respuesta (variables de origen biológico) y las predictivas (variables ambientales). Se eligieron sólo cinco variables de carácter biológico en el entendido que a diferencia de otras que son resultado de éstas primeras como la biomasa vulnerable y la biomasa reproductora por lo que resultarían redundantes, o porque no son resultado directo del análisis aquí efectuado como el crecimiento y la mortalidad natural, o bien porque existen otros factores involucrados en su definición que no necesariamente tienen respuesta a la influencia ambiental como la tasa de explotación, en donde se involucra el esfuerzo pesquero y la selectividad del arte de pesca. Cada variable biológica, considerada como variable de respuesta (Y), fue evaluada respecto a las variables ambientales, consideradas como variables

independientes (X) o predictoras (Tabla IV). El modelo de regresión múltiple se describe de la siguiente forma (James *et al.*, 2017):

$$Y = (\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_p X_p) + e \quad (38)$$

En donde β_0 es el intercepto, β_p son los coeficientes de las variables predictoras, X_p es la variable predictora, e son los residuales y se considera que estos tienen promedio cero, están normalmente distribuidos y son homocedásticos.

Los estadísticos de bondad de ajuste están representados por el coeficiente de determinación R^2 que representa la proporción de la variabilidad de Y explicada por el conjunto de las X_p , es decir por el componente explicativo conocido o determinista del modelo ($SC_{regresión}$) respecto a la variabilidad total (SC_{total}), y mide la proporción o porcentaje de la variabilidad de la variable dependiente explicada por las variables independientes:

$$R^2 = \frac{SC_{regresión}}{SC_{total}} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2} \quad (39)$$

Debido a que el coeficiente de determinación presenta el inconveniente de aumentar siempre que aumenta el número de variables predictivas (X_p), para penalizar el sobreajuste en el modelo de regresión, se utiliza adicionalmente el coeficiente de determinación corregido por el tamaño de muestra (n) y el número de grados de libertad (g):

$$R_{ajustado}^2 = R^2 - (1 - R^2) * \left(\frac{(n-1)}{(n-k-1)} \right) \quad (40)$$

O bien;

$$R_{ajustado}^2 = 1 - \frac{SC_{regresión} / gl_{regresión}}{SC_{total} / gl_{total}} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2} * \frac{(n-1)}{(n-k-1)} \quad (41)$$

Otro estadístico de bondad de ajuste es el error típico de estimación o error estándar residual ($s_{residual}$), el cual se refiere a la desviación típica de las puntuaciones de error, es decir, a la raíz cuadrada de la varianza residual:

$$s_{residual} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{(n-k-1)}} \quad (42)$$

La cual es equivalente a:

$$s_{residual} = \sqrt{\left(\frac{1}{(n-2)} \left[\sum (y - \bar{y})^2 - \frac{[\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})]^2}{\sum (x - \bar{x})^2} \right] \right)} \quad (43)$$

Una vez establecida la bondad de ajuste de cada modelo de regresión, éstos fueron validados o analizados por cuanto a si la variabilidad de cada una de las variables de respuesta era atribuida al modelo de regresión, en este caso al efecto del conjunto de variables predictoras, y reconocer si es lo suficientemente grande con relación a la variabilidad no explicada o residual. Para lo cual se estableció el contraste de hipótesis que permite dilucidar si el modelo es explicativo o no. Así, las hipótesis correspondientes fueron:

Hipótesis nula: $H_0: \beta_1 = \beta_p = 0$ *el modelo no es explicativo*

Hipótesis alternativa: $H_1: \beta_p \neq 0$ *el modelo es explicativo*

El estadístico de contraste empleado para evaluar las hipótesis fue la F de Snedecor (Zar, 1999).

$$F = \left(\frac{R^2}{1-R^2} \right) * \left(\frac{gl_{residual}}{gl_{regresión}} \right) \quad (44)$$

Se calculó el valor de probabilidad p en lugar de fijar a *priori* el nivel de significación, que permitió determinar los niveles de significación para los que se

habrá de rechazar la hipótesis nula. El valor de probabilidad o nivel de significación crítico o exacto, se define como el más bajo nivel de significación al que puede ser rechazada una hipótesis nula. Por lo tanto, el valor de p es un indicador del nivel de admisibilidad de la hipótesis nula: cuanto mayor sea el valor de p , más confianza se tendrá en la hipótesis nula y viceversa.

Hay que hacer notar que validar de esta forma un modelo en regresión múltiple significa que el modelo en su conjunto lo es; es decir, el conjunto de predictores considerados logran explicar una porción importante de la variabilidad de la variable de respuesta. Sin embargo, puede ocurrir que el modelo en su conjunto tenga un poder de explicación alto, y que alguna de las variables predictoras no lo tenga, es decir, no sea significativa su relación con la variable de respuesta. Por lo que se depuró el modelo planteado de cara a eliminar variables insignificantes o claramente redundantes con otras del modelo a fin definir el modelo más parsimonioso posible respecto a la realidad que pretende explicar. El método utilizado fue el denominado “*stepwise*” o método de estimación por pasos, mediante el cual no sólo se evaluó la significación de cada modelo estimado, sino que también permitió incrementar el poder explicativo de dicho modelo según van incorporándose o reduciéndose, una a una, las restantes variables potencialmente explicativas. El método *Stepwise* mixto aquí utilizado es una combinación de dos procedimientos que operan mediante una eliminación progresiva de variables predictoras (*backward*) o mediante la adición progresiva de variables predictoras (*forward*). *Stepwise* parte del modelo sin ninguna variable predictiva (modelo nulo) y en cada etapa se introduce la más significativa, pero en cada etapa examina si todas las variables introducidas en el modelo deben de permanecer. Termina el algoritmo cuando ninguna variable entra o sale del modelo (Tabachnick y Fidell, 2007). El criterio empleado para la selección del modelo que mejor explica la variable de respuesta, con el proceso implícito de selección de variables, fue el Criterio de información de Akaike (1974), AIC, cuya expresión en este caso es:

$$AIC = -\frac{2L}{n} + \frac{2k}{n} \quad (45)$$

En donde L representa el negativo del logaritmo de la función de verosimilitud, k al número de variables predictoras, y n al tamaño de la muestra.

El AIC penaliza la introducción de nuevos regresores, de forma que el número de regresores k aparece en el numerador. Por lo que el crecimiento de k incrementará el valor del AIC y por lo tanto empeorará la bondad del ajuste, si no se ve compensado por un crecimiento suficiente del logaritmo de la verosimilitud L .

Asociado a la información de la bondad de ajuste de cada modelo general, para cada uno de ellos se presentan los estimados de los coeficientes de correlación (b_i) de las variables predictoras, así como su error estándar (precisión del estimador, s_{b_i}), valor de probabilidad ($Pr > |t|$) y su significancia. El contraste individual de la t de Student permite contrastar la influencia individual de la variable X_i . Al dividir el coeficiente (b_i) entre su error estándar (s_{b_i}), se calcula el valor t . Si el valor p asociado con este estadístico t es menor que el nivel de significancia, se concluye que el coeficiente es significativamente diferente de cero ($H_0: \beta_i=0; H_1: \beta_i \neq 0$)

$$t = \frac{b_i}{s_{b_i}} \quad (46)$$

La relación entre las variables ambientales y biológicas fue valorada gráficamente mediante la matriz de correlación. Como aproximación gráfica y complemento a la evaluación de la normalidad, se construyeron gráficos denominados cuantil-cuantil (Q-Q plot), que involucran los cuantiles de la distribución de los datos vs. los cuantiles normales hipotéticos o teóricos. Este tipo de gráfico cambia la escala de uno de los ejes y mantiene la misma escala para el otro eje, de tal modo que resulta factible detectar cambios de una distribución esperada si los puntos fallan en seguir una línea recta. Los cuantiles de la muestra habrán de seguir la línea recta en caso de observar normalidad de los residuales (Reimann *et al.*, 2008). Para este propósito se usa una transformación no lineal de las probabilidades, usualmente el inverso de la función de distribución esperada del eje Y. Los

cuantiles son expresados como números positivos y negativos, de manera similar a las unidades de desviación estándar. Además, la normalidad de los residuos fue evaluada mediante el Test de Shapiro–Wilk (Reimann *et al.*, 2008; Shapiro y Wilk, 1965). La hipótesis nula en este caso es que los datos se distribuyen normalmente. El nivel alfa elegido fue de 0.05, por lo que si el valor de probabilidad (p) resultante de la prueba (W) es menor a 0.05, entonces la hipótesis nula es rechazada; en caso contrario, si $p > 0.05$, entonces la hipótesis nula no es rechazada (datos normales).

Otra condición para el modelo de regresión múltiple es que la varianza de los residuos debe de ser constante a lo largo del rango de observaciones (homocedasticidad). Para lo cual se representaron gráficamente los residuos frente a los valores ajustados por el modelo, los primeros se tienen que distribuir de forma aleatoria en torno a cero, manteniendo aproximadamente la misma variabilidad a lo largo del eje X . Si la varianza es constante, éstos se habrán de distribuir de forma aleatoria manteniendo una misma dispersión y sin ningún patrón específico, caso contrario significa que la variabilidad es dependiente del valor ajustado y por lo tanto no hay homocedasticidad.

Adicionalmente, se aplicó el test de Breusch-Pagan (también conocido como prueba Cook-Weisberg) el cual asume que los términos de error se encuentran normalmente distribuidos, por lo que la hipótesis nula establece homocedasticidad en los errores. Esta prueba asume que los términos de error son independientes y normalmente distribuidos y que la varianza del término de error ε_i denotado por σ_i^2 , está relacionado al nivel de X de la siguiente manera (Kutner *et al.*, 2005):

$$\log \sigma_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 X_i \quad (47)$$

Esta última ecuación implica que σ_i^2 aumenta o disminuye con el nivel de X , dependiendo del signo de γ_1 . La constancia de la varianza del error corresponde a $\gamma_1 = 0$. La prueba de $H_0 = \gamma_1 = 0$ vs. $H_A = \gamma_1 \neq 0$ se llevó a cabo mediante la

regresión de los residuales cuadrados ε_i^2 contra X_i de la forma usual y obteniendo la regresión de la suma de cuadrados, denotada por SSR^* . La prueba estadística X_{BP}^2 es como sigue:

$$X_{BP}^2 = \frac{SSR^*/2}{(SSE/n)^2} \quad (48)$$

Donde SSR^* es la suma de cuadrados de la regresión cuando se hace la regresión de e^2 sobre X y SSE es la suma de cuadrados del error cuando la regresión de Y sobre X . Si $H_0 = \gamma_1 = 0$ se mantiene y n es razonablemente grande, X_{BP}^2 sigue aproximadamente una distribución chi-cuadrada (χ^2). El valor de p para esta prueba es encontrado usando una distribución χ^2 . Cuando la variancia es una función de $q > 1$ predictores, SSR^* deriva de una regresión múltiple de los residuales al cuadrado contra estos predictores, y hay q grados de libertad (correspondiente al número de variables predictoras). Cuando $X_{BP}^2 \leq \chi^2(\alpha, q)$, se acepta H_0 , que la variancia del error es constante. Si $p > 0.05$ se confirma la constancia de la variancia del error.

También se evaluó la colinealidad entre las variables, lo cual ocurre cuando un predictor está linealmente relacionado con uno o varios de los otros predictores del modelo o cuando es la combinación lineal de otros predictores (Adkins *et al.*, 2015). Para estudiar la relación lineal entre cada par de predictores se recurrió a la matriz de correlación, como primera instancia, en donde los propios coeficientes de determinación entre cada variable predictora con todas las demás habrán de denotar la magnitud de la relación entre ellas. Y relacionados con los coeficientes de determinación (R^2) de manera cuantitativa, mediante la estimación de la Tolerancia y el Factor de Inflación de la Varianza (VIF). Se trata de dos parámetros que vienen a cuantificar lo mismo (uno es el inverso del otro). El VIF de cada predictor se calcula según la siguiente fórmula:

$$VIF_{\hat{\beta}_j} = \frac{1}{1 - R^2} \quad (49)$$

Mientras que la *Tolerancia* se calcula:

$$Tolerancia_{\hat{\beta}_j} = \frac{1}{VIF_{\hat{\beta}_j}} \quad (50)$$

El *VIF* tiene un valor mínimo de 1.0 cuando la variable en cuestión es ortogonal a las demás variables predictoras. Neter *et al.* (1990) sugieren inspeccionar los valores grandes del *VIF* como un diagnóstico de colinealidad; un valor mayor a 10 es en ocasiones tomado como un indicador de un grado problemático de colinealidad. O bien:

- $VIF = 1$: Ausencia total de colinealidad
- $1 < VIF < 5$: La regresión puede verse afectada por cierta colinealidad.
- $5 < VIF < 10$: Alta colinealidad

De manera similar, el termino *Tolerancia* es $1/VIF$ por lo que los límites recomendables están entre 1 y 0.1.

Finalmente, considerando que cada una de las variables ambientales cuenta con su propia escala y orden de magnitud, para poder determinar el impacto que tienen en el modelo cada una de las variables se estimaron también los coeficientes parciales estandarizados, que se obtuvieron al estandarizar y reducir las variables predictoras ($x_{estand.}$) previo al ajuste del modelo (se sustraer la media (\bar{x}_{obs}) y se divide entre la desviación estándar, s_{obs}). Este procedimiento (centrar – media nula, y reducir – desviación estándar igual a 1.0) permite hacer comparaciones independientes de la unidad de medida, y los valores de los coeficientes de correlación entre variables centradas reducidas permanecen idénticos a lo que eran antes de la operación de centrado reducción:

$$x_{estand.} = \frac{(x_{obs} - \bar{x}_{obs})}{s_{obs}} \quad (51)$$

7. RESULTADOS

7.1 Reproducción

La figura 3 muestra la variabilidad interanual de la fracción observada de hembras maduras de *F. californiensis*. Una breve descripción no cuantitativa de estos cambios sugiere que ocurrieron 3 periodos en la serie de tiempo (Tabla V).

Tabla V. Estimación de las proporciones de madurez de las hembras de camarón café (*F. californiensis*), con el modelo logístico de 2 parámetros. $-\ln \mathcal{L}$ = negativo del logaritmo de la verosimilitud, $L_{50\%}$ = talla de primera madurez.

Año	α				β				$L_{50\%}$ (mm)				ρ	$-\ln \mathcal{L}$
	Óptimo	Límite inferior	Límite superior	Sesgo (%)	Óptimo	Límite inferior	Límite superior	Sesgo (%)	Óptimo	Límite inferior	Límite superior	Sesgo (%)		
1995	8.12	7.25	9.09	0.17	0.05	0.04	0.05	0.20	179.5	177.2	182.1	-0.026	1.00	91.5
1996	11.72	7.79	16.97	3.87	0.07	0.05	0.10	3.75	172.4	166.0	178.2	0.102	1.00	17.0
1997	6.78	6.11	7.49	0.11	0.04	0.03	0.04	0.13	178.5	176.1	181.2	0.003	1.00	69.7
1998	9.86	8.76	11.01	0.47	0.06	0.05	0.06	0.47	171.0	168.7	173.4	0.007	1.00	69.0
1999	8.52	7.73	9.40	0.19	0.05	0.04	0.05	0.18	176.5	174.2	178.8	0.013	1.00	111.1
2000	14.31	13.31	15.32	0.08	0.08	0.08	0.09	0.09	173.7	172.4	175.1	-0.007	1.00	71.6
2001	6.22	5.07	7.37	0.66	0.04	0.03	0.04	0.62	171.3	168.3	174.3	0.026	1.00	55.4
2002	3.80	2.86	4.74	-0.16	0.02	0.02	0.03	-0.16	160.9	155.2	165.0	-0.111	1.00	77.1
2003	6.83	6.27	7.41	0.00	0.04	0.03	0.04	-0.01	189.7	186.2	193.8	0.050	1.00	143.5
2004	4.67	4.02	5.28	0.27	0.02	0.02	0.03	0.28	201.8	196.0	209.4	0.108	1.00	116.8
2005	5.96	5.42	6.60	-0.15	0.03	0.03	0.03	-0.19	196.3	191.3	201.9	0.109	1.00	158.2
2006	6.65	6.02	7.33	0.23	0.03	0.03	0.04	0.25	195.2	190.6	200.6	0.042	1.00	102.5
2007	8.70	7.55	9.93	0.03	0.05	0.04	0.06	0.03	179.5	176.4	183.1	0.047	1.00	66.7
2008	5.99	5.45	6.60	0.09	0.03	0.03	0.03	0.09	198.4	194.3	203.7	0.048	1.00	152.0
2009	3.04	2.14	3.94	-0.02	0.02	0.02	0.03	-0.05	149.5	139.8	156.0	-0.238	1.00	86.3
2010	3.42	2.73	4.08	-0.42	0.02	0.01	0.02	-0.48	203.0	194.8	215.1	0.321	1.00	102.7
2011	9.48	8.64	10.35	0.35	0.05	0.05	0.06	0.36	174.4	172.4	176.5	-0.003	1.00	70.7
2012	8.78	7.87	9.65	0.26	0.05	0.04	0.05	0.25	186.7	182.8	190.9	0.050	1.00	85.9
2013	5.20	3.79	6.46	0.92	0.03	0.02	0.03	1.07	203.0	196.1	215.2	0.092	1.00	41.9
2014	7.56	6.99	8.13	0.12	0.04	0.04	0.04	0.13	191.3	188.3	194.9	0.011	1.00	99.5
2015	6.31	5.58	7.08	0.14	0.03	0.03	0.04	0.14	193.4	187.7	201.0	0.092	1.00	91.6

Inicialmente, de 1995 a 2002 hubo pequeñas oscilaciones, aproximadamente alrededor de 50% de las hembras maduras. De 2003 a 2008 fueron menores al 40%, y durante 2010-2015 la proporción de hembras maduras declinó

nuevamente. Para los 21 años analizados, la fracción de hembras maduras predominó sólo durante 5 años (1996, 1998, 1999, 2002 y 2009).

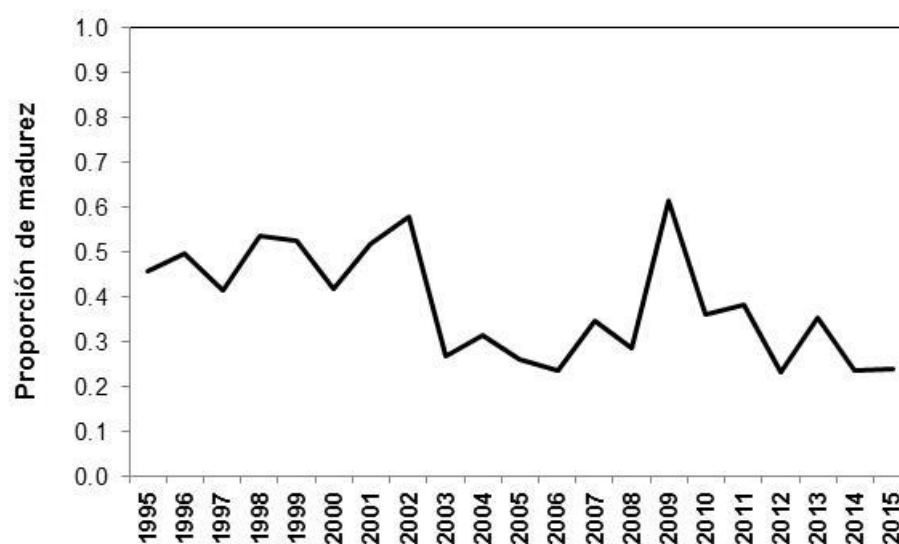


Figura 3. Proporciones anuales de madurez reproductiva en hembras de camarón café (*F. californiensis*), durante 1995-2015 en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

La figura 4 muestra la proporción (p_t) mensual de hembras maduras a lo largo de todos los años. La variabilidad en las proporciones mensuales de madurez mostró que los valores promedio fueron menores al 50%, con los valores promedio más altos entre el 30% y 45% (Fig. 4 A). Se estimó una proporción mensual media de largo plazo como línea base de madurez (0.33) (Fig. 4 B). A pesar de que se observaron hembras con actividad reproductiva durante todo el año, se identificó un periodo único de madurez para *F. californiensis* entre abril y septiembre, siendo agosto el pico del periodo reproductivo.

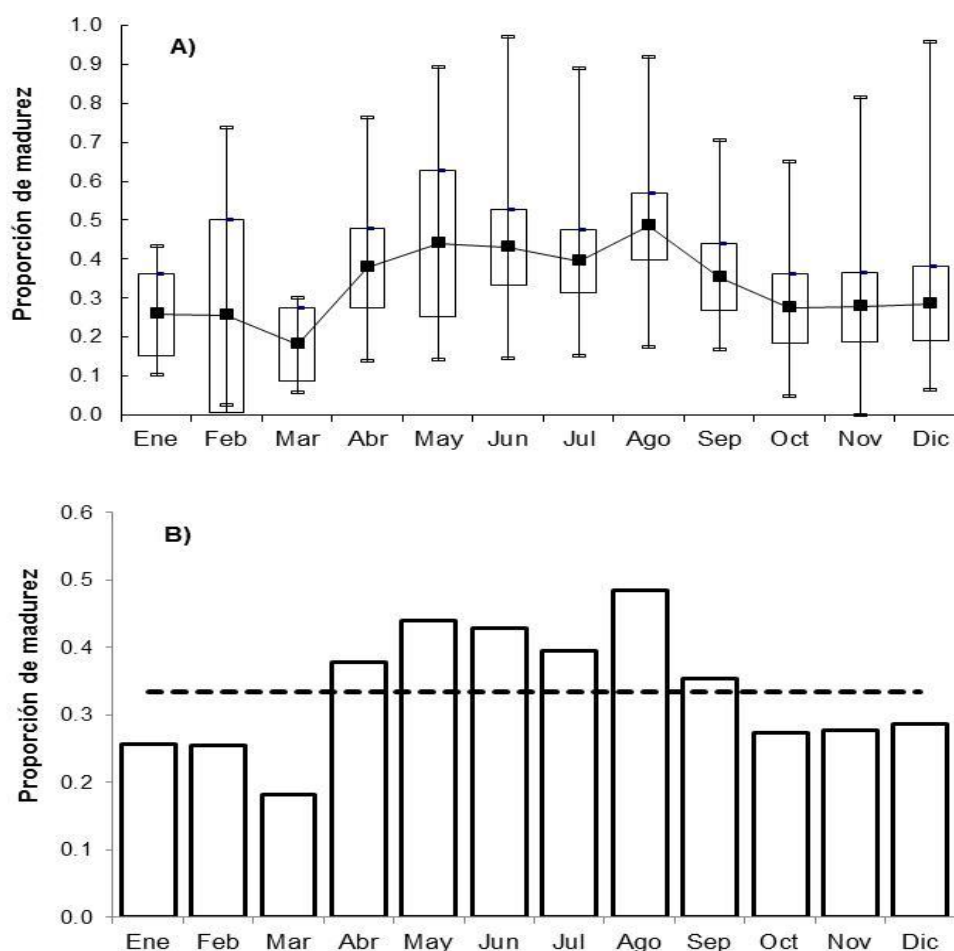


Figura 4. Proporciones mensuales de hembras maduras de camarón café (*F. californiensis*) durante 1995–2015. **A)** Diagrama de caja y bigotes, en donde las cajas representan el intervalo de confianza (95%), los extremos de las líneas verticales los valores mínimos y máximos, y las líneas con rectángulo representan el promedio. **B)** La línea horizontal representa la línea base expresada como el promedio de largo plazo para las hembras maduras.

La figura 5 presenta los datos ajustados de los dos modelos logísticos evaluados (Tablas V y VI), uno que considera 2 parámetros ($\rho_{t=1}$) y el otro con tres parámetros ($0 < \rho_{t=1} < 1$). Durante 1996 y 1996 no fue posible ajustar el modelo de 3 parámetros dado su falta de convergencia en su proceso de estimación. Hubo años cuando ambos modelos aportaron resultados similares (1997 y 2000) y esto ocurrió cuando la asíntota fue muy cercana a 1 (0.8 y 0.92, respectivamente). Para

el resto de los años, el modelo de tres parámetros estimó consistentemente asíntotas bajas, variando entre 0.34 a 0.70, representando la variación en la proporción de hembras maduras.

Tabla VI. Estimación de las proporciones de madurez de las hembras de camarón café (*F. californiensis*), con el modelo logístico de 3 parámetros. $-\ln \mathcal{L}$ = negativo del logaritmo de la verosimilitud, $L_{50\%}$ = talla de primera madurez.

Año	α				β				ρ			$L_{50\%}$ (mm)				$-\ln \mathcal{L}$	
	Óptimo	Límite Inferior	Límite Superior	Sesgo (%)	Óptimo	Límite Inferior	Límite Superior	Sesgo (%)	Óptimo	Límite Inferior	Límite Superior	Sesgo (%)	Óptimo	Límite Inferior	Límite Superior		Sesgo (%)
1997	7.3	6.3	8.6	4.3	0.04	0.04	0.05	5.67	0.90	0.77	1.00	-2.92	172.2	163.7	179.4	-1.02	69.3
1998	26.3	16.9	37.6	2.6	0.17	0.10	0.24	2.59	0.73	0.69	0.80	0.58	159.2	156.6	162.4	0.13	51.7
1999	36.9	26.7	54.2	4.3	0.23	0.17	0.35	4.43	0.69	0.66	0.72	0.10	157.9	155.3	160.4	0.03	60.6
2000	16.1	14.2	18.3	2.3	0.09	0.08	0.11	2.60	0.92	0.86	0.99	-0.78	170.6	167.6	174.0	-0.21	70.2
2001	11.6	8.5	15.2	1.2	0.08	0.05	0.10	1.14	0.69	0.64	0.79	0.71	154.8	149.9	160.0	0.13	48.0
2002	18.1	12.3	27.8	5.9	0.12	0.08	0.19	5.85	0.65	0.61	0.69	0.18	147.3	143.9	150.0	0.04	54.6
2003	44.4	33.2	70.6	8.0	0.31	0.23	0.50	8.19	0.41	0.38	0.44	-0.02	143.1	140.4	145.4	-0.02	57.2
2004	41.6	29.9	59.0	8.7	0.29	0.21	0.42	8.88	0.38	0.35	0.40	0.05	143.6	140.5	145.7	0.02	56.1
2005	53.3	42.0	72.1	4.2	0.37	0.29	0.49	4.16	0.37	0.35	0.40	0.00	145.5	144.1	147.0	0.00	56.3
2006	38.7	24.5	67.5	8.8	0.27	0.17	0.48	9.05	0.34	0.31	0.37	0.31	142.9	140.3	146.5	0.07	49.7
2007	34.8	17.9	89.9	25.1	0.23	0.11	0.60	25.65	0.48	0.43	0.57	1.17	152.1	148.6	158.5	0.19	46.2
2008	37.7	29.2	49.9	3.1	0.26	0.20	0.34	3.13	0.40	0.38	0.43	0.06	146.4	144.7	148.3	-0.01	60.2
2009	25.8	15.2	37.8	5.2	0.19	0.11	0.27	5.11	0.65	0.62	0.68	0.15	138.1	134.2	141.2	-0.04	77.3
2010	16.0	12.2	20.6	2.1	0.11	0.09	0.14	2.00	0.43	0.40	0.46	0.12	142.7	139.0	145.6	0.01	73.4
2011	15.9	13.0	19.4	1.1	0.10	0.08	0.12	1.11	0.68	0.62	0.75	0.33	158.7	155.4	162.5	0.07	54.7
2012	28.3	20.6	42.3	6.1	0.19	0.13	0.28	6.30	0.43	0.38	0.48	-0.05	151.5	148.1	155.1	-0.02	44.3
2013	12.1	6.8	24.1	23.5	0.08	0.04	0.16	23.40	0.45	0.38	0.70	4.07	153.9	146.0	172.6	1.43	48.6
2014	15.9	12.9	20.5	1.6	0.11	0.08	0.14	1.70	0.42	0.37	0.47	0.59	150.7	145.9	155.8	0.12	65.7
2015	16.1	11.6	22.9	4.0	0.11	0.08	0.16	4.23	0.42	0.38	0.47	0.36	144.9	141.1	149.6	0.01	64.0

Comparando ambos modelos, la primera diferencia importante es que el modelo de 2 parámetros no describió adecuadamente los datos de proporciones de madurez. Esto se observó en años cuando la presencia de hembras maduras tuvo pocos datos (abundancia baja o nula) o mostró gran dispersión de individuos grandes por encima de 160 mm de LT (e.g., 2001, 2002, 2004, 2009 y 2010). Por

lo cual, las magnitudes de los parámetros α_t y β_t fueron menores que los estimados con el modelo de 3 parámetros. En comparación, los valores de β_t del modelo de 3 parámetros mostraron que la tasa de cambio en longitud del estado de inmadurez al de madurez fue mayor; y esto fue atribuido a valores de la asíntota menores a 1 y a un incremento del parámetro α_t .

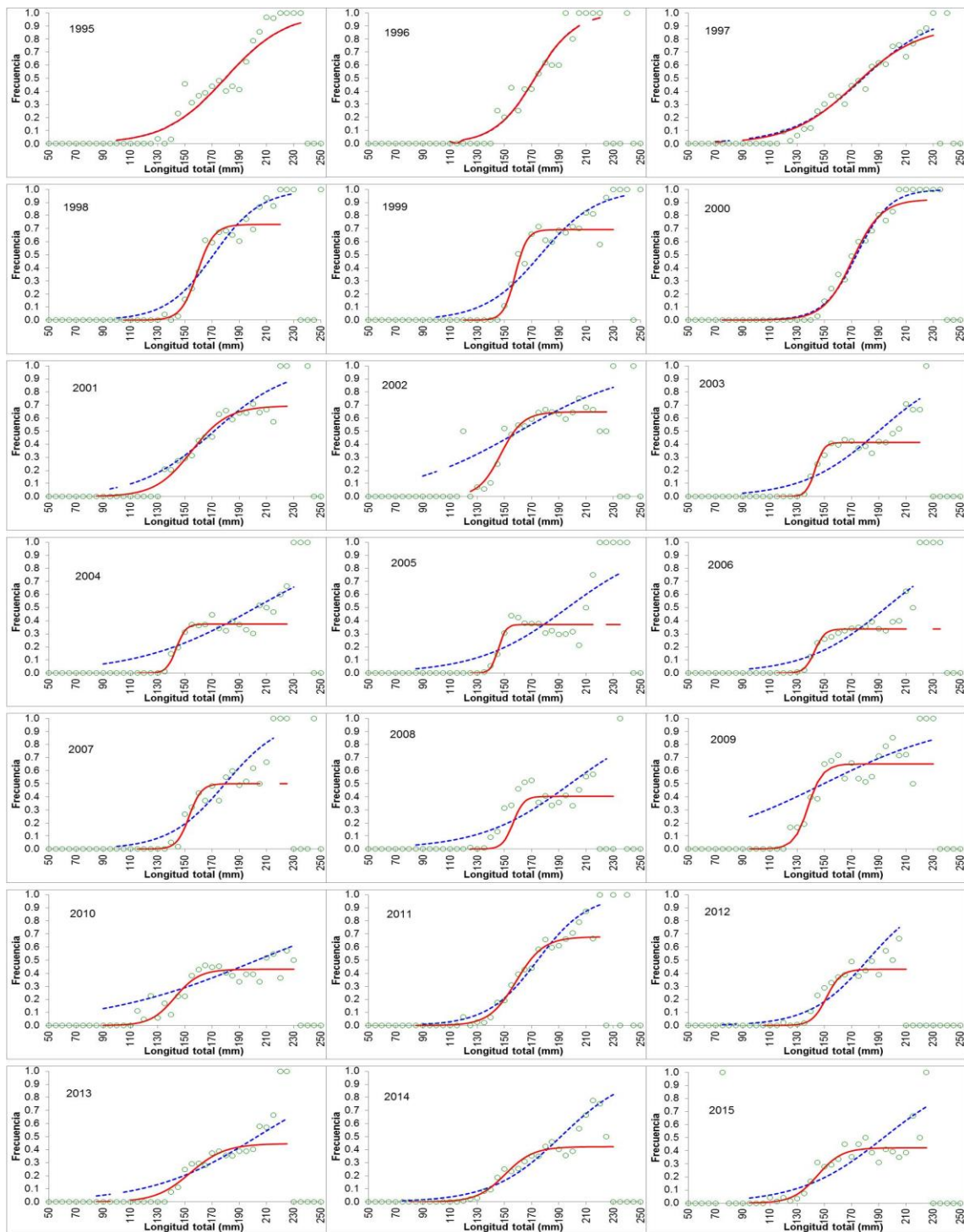


Figura 5. Proporciones de madurez reproductiva observada (círculos) y estimada (líneas) en intervalos de longitud total en camarón café (*F. californiensis*). El modelo logístico de 2 parámetros está representado por una línea punteada y el de 3 parámetros por una línea continua.

La figura 6 muestra los cambios interanuales estimados en los valores de los parámetros para ambos modelos logísticos. El proceso de ajuste de los modelos a los datos mostró las siguientes diferencias: i) para cada año analizado, el parámetro α_t estimado en el modelo de 2 parámetros (Tabla V) fue consistentemente inferior al correspondiente de 3 parámetros (Tabla VI). Su magnitud varió de 3.0 a 14.3 (media = 7.2), y el intercepto en el eje de las abscisas (X) ocurrió a longitudes menores, mientras que para el modelo de 3 parámetros tuvo valores de 7.3 a 53.3 (media=26.1) denotando tallas mayores (Fig. 6 A, B). ii) El parámetro β_t también mostró cambios en su magnitud; en el modelo de 2 parámetros varió de 0.02 a 0.08 mm^{-1} (media=0.04 mm^{-1}), y en el modelo de 3 parámetros varió de 0.04 a 0.37 mm^{-1} (media=0.18 mm^{-1}), lo que indicó que en el modelo de 3 parámetros la tasa de cambio del estado inmaduro al maduro fue más rápida (Figs. 6 C, D). iii) La diferencia en el parámetro ρ_t es obvia. En el modelo de 2 parámetros fue constante ($\rho_t=1$), dado que es una condición necesaria en este modelo. En el modelo de 3 parámetros ρ_t varió de 0.34 a 0.92 (media=0.55); en este modelo la asíntota fue consistentemente menor a 1; además se observó en este parámetro una tendencia descendente a lo largo de la serie de tiempo (Figs. 6 E, F).

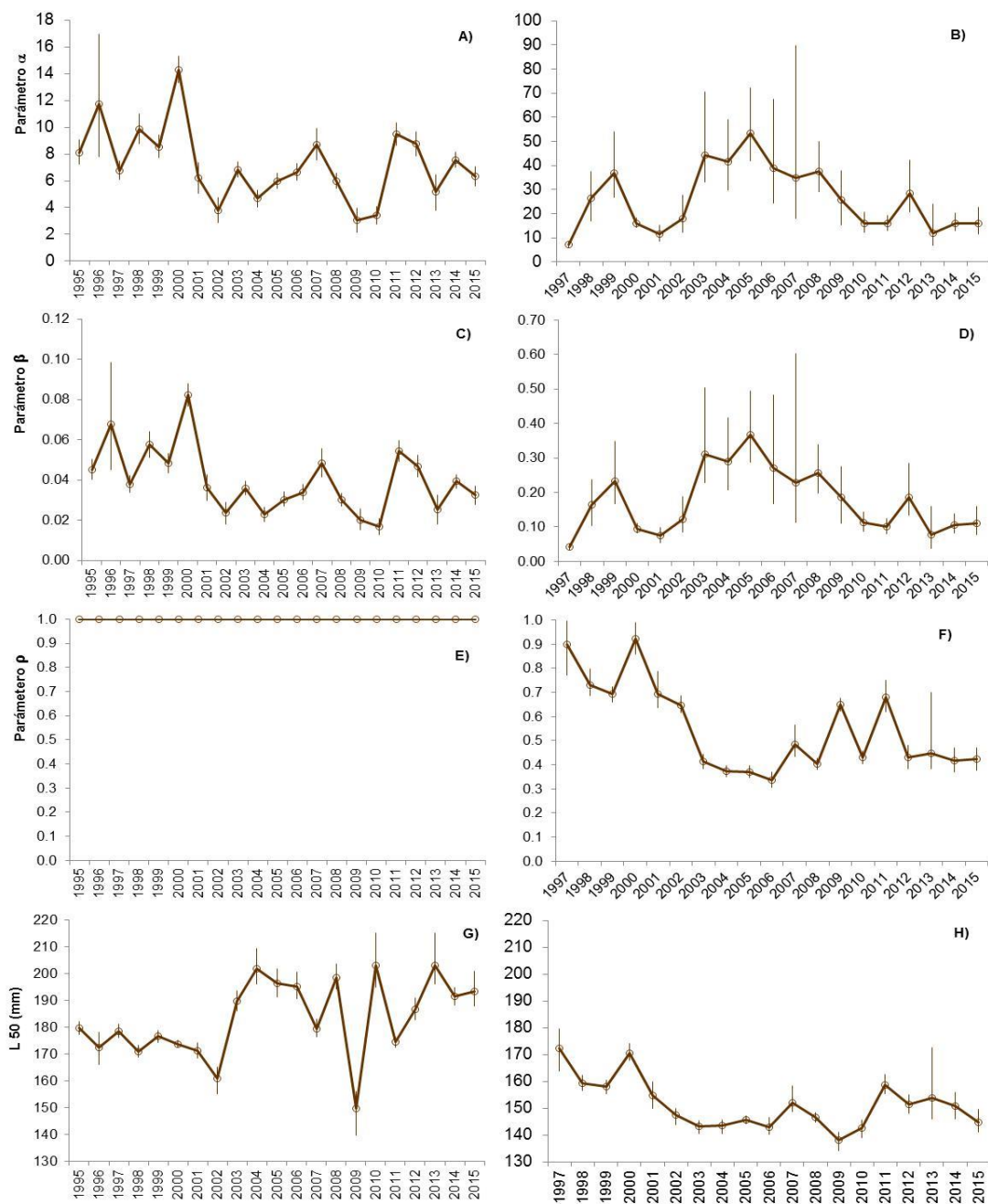


Figura 6. Parámetros e intervalos de confianza estimados en la evaluación de las proporciones de madurez (ρ) y la talla de primera madurez ($L_{50\%}$) del camarón café (*F. californiensis*), con $\rho_t = 1$ (A, C, E, G) y $0 < \rho_t \leq 1$ (B, D, F, H).

La precisión estimada para los parámetros α_t y β_t mostró diferencias entre ambos modelos candidatos. Los intervalos de confianza para el modelo de 2 parámetros

fueron más estrechos. La comparación de los estimados de $L_{50\%}$ entre los modelos mostró tendencias diferentes (Fig. 6 G, H), pero es importante hacer notar que los estimados de $L_{50\%}$ siguieron trayectorias diferentes de declinación y ascenso en casi el 50% de los años. En el modelo de 2 parámetros $L_{50\%}$ varió de 150 a 203 mm-LT (media=184 mm-LT), y para el modelo de 3 parámetros varió de 145 a 182 mm-LT (media=161 mm-LT); esto es, $L_{50\%}$ estimado en el modelo de 2 parámetros sobrestimó esta cantidad y mostró más altibajos, denotando menor estabilidad. Otra diferencia observada fue su variabilidad. La talla de primera madurez ($L_{50\%}$) para el modelo de 2 parámetros mostró 2 periodos de tiempo; el primero con una tendencia descendente entre 1995 a 2002 (179 a 161 mm-LT), y el segundo, más errático, ocurrió de 2003 a 2015 (media=192 mm-LT) con una caída en el 2009. Inversamente, para el modelo de 3 parámetros se observaron tendencias más estables con 3 periodos diferentes. De 1997 a 2003 hubo una tendencia descendente relativamente larga (178 a 147 mm-LT), aunque se observó un pico en el 2000 (172 mm-LT); de 2003 a 2009, con pico en el 2007 (167 mm-LT); y del 2009 al 2015, con pico durante el 2011 (182 mm-LT).

Respecto a la selección del modelo, el desempeño de ambos fue analizado usando el AIC (Tabla VII). Este estimado indicó que el modelo de 3 parámetros fue el preferible para todos los años, excepto en 1997 y 2013. Durante 1997 la diferencia en los estimados del AIC fue muy pequeña, y el sesgo estimado para la talla de primera madurez en el 2013 en el modelo de 3 parámetros fue el más grande obtenido (Fig. 6 H).

Tabla VII. Evaluación de los modelos mediante el Criterio de Información de Akaike (AIC) de las hembras de camarón café (*F. californiensis*).

Año	n	$-\ln \mathcal{L}_2$	$-\ln \mathcal{L}_3$	AIC ₂	AIC ₃
1995	1622	91.5	48.6	-	-
1996	121	17.0	48.0	-	-
1997	2433	69.7	69.3	143.5	144.7
1998	1138	69.0	51.7	141.9	109.4
1999	1642	111.1	60.6	226.1	127.2
2000	2462	71.6	70.2	147.2	146.5
2001	1524	55.4	48.0	114.7	102.1
2002	2173	77.1	54.6	158.2	115.2
2003	2415	143.5	57.2	291.0	120.3
2004	2494	116.8	56.1	237.6	118.2
2005	2316	158.2	56.3	320.4	118.6
2006	2413	102.5	49.7	208.9	105.3
2007	1118	66.7	46.2	137.3	98.4
2008	2406	152.0	60.2	308.1	126.5
2009	1550	86.3	77.3	176.7	160.6
2010	2532	102.7	73.4	209.4	152.8
2011	2183	70.7	54.7	145.5	115.5
2012	1576	85.9	44.3	175.9	94.6
2013	828	41.9	48.6	87.8	103.1
2014	3356	99.5	65.7	202.9	137.4
2015	1539	91.6	64.0	187.1	134.0

n = tamaño de muestra, $-\ln \mathcal{L}$ representa el negativo del logaritmo de la verosimilitud. Los subíndices representan el número de parámetros del modelo. Los números en negritas indican el mejor modelo candidato.

7.2 Evaluación de stock

El proceso de ajuste del modelo a los datos implicó la estimación secuencial de los parámetros involucrados en el modelo. Es claro que el ajuste del modelo a los datos fue exitoso (Fig. 7). El rango del criterio de ajuste (SSQ) se encontró entre 0.0001 y 3.95, valores que pueden considerarse notablemente bajos.

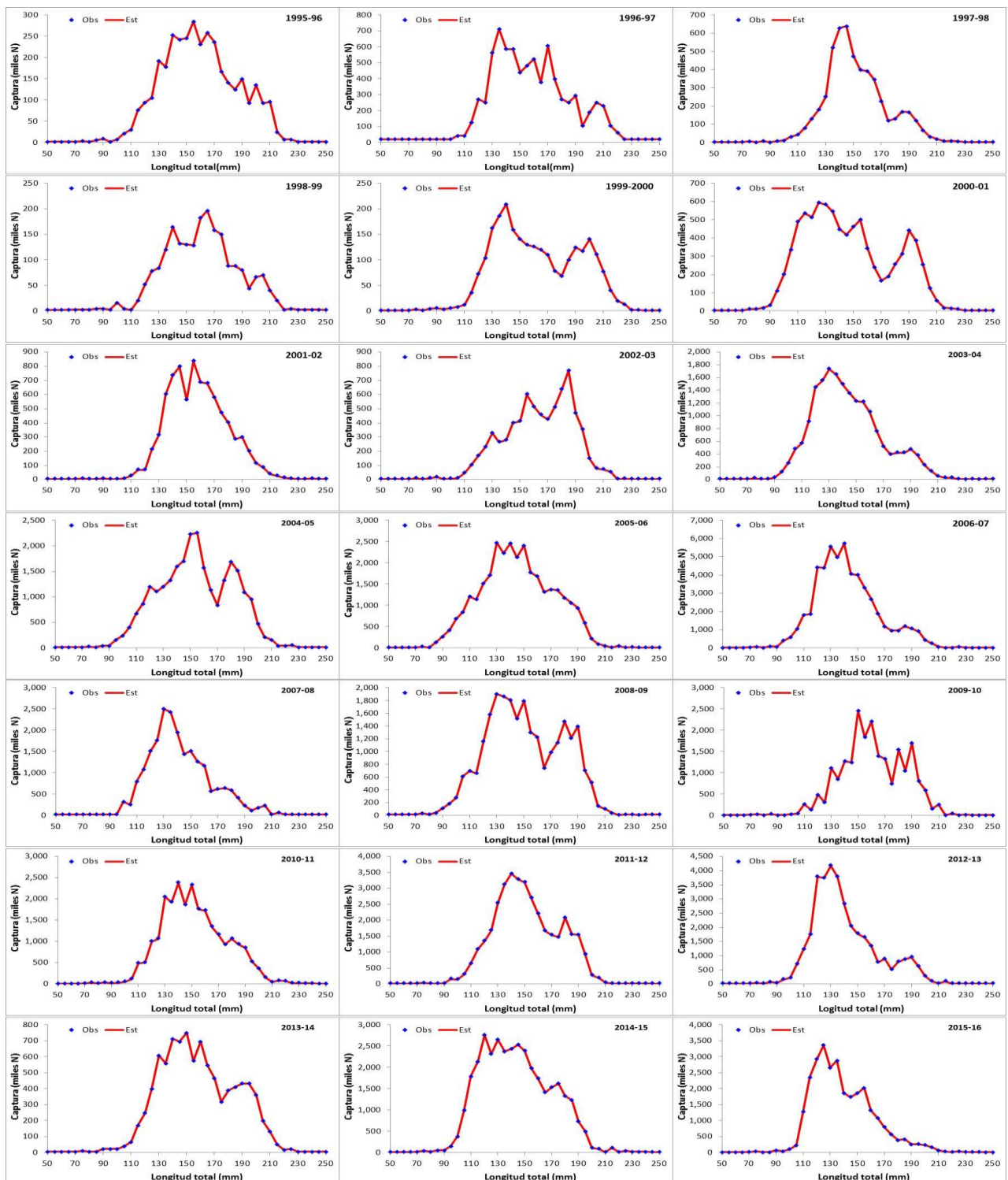


Figura 7. Análisis de la captura estructurada por longitud de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Captura en números observada (puntos) y estimada (líneas).

7.2.1 Selectividad

Los valores de los parámetros de la curva de selectividad establecidos mediante el modelo gamma fueron diferentes en cada temporada de pesca, aun cuando se supone una constante en el diseño de las artes de pesca legalmente autorizadas para la captura de camarón. Se observó una amplia diversidad de curvas sigmoides en las que se registró que el 50% de la proporción ($S_{50\%}$) de selección (Fig. 8A), correspondiente al punto de inflexión de la misma, se presenta entre 135 y 163 mm LT. Las curvas resultantes mostraron un desplazamiento de su punto de inflexión entre tallas grandes y chicas y cambios de la inclinación (visibles en la intersección con el eje de la longitud). De hecho, se distinguió una tendencia cíclica temporal descendente de $S_{50\%}$, con varios picos de $S_{50\%}$ en la serie, siendo el más alto de 163 mm LT y separados entre ellos por un lapso de entre 2 a 5 años (Fig. 8 B).

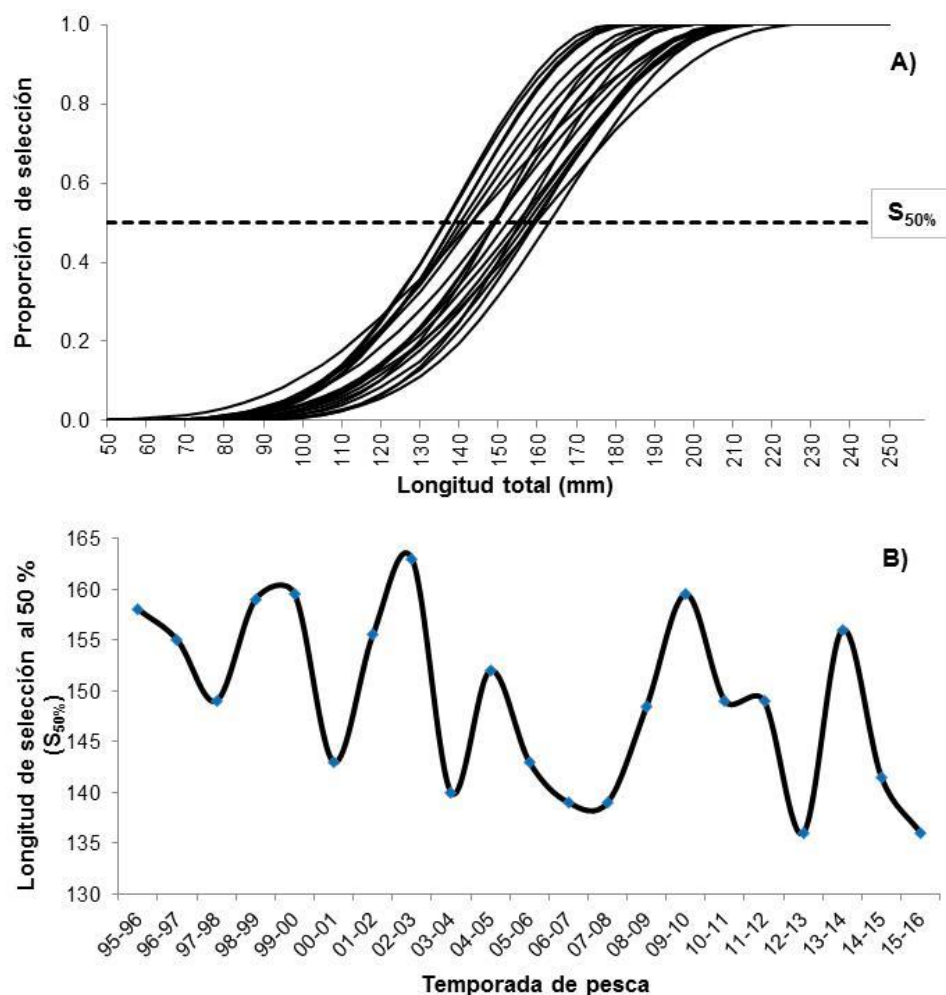


Figura 8. Selectividad estimada para la red de arrastre para camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** Proporción de selección por intervalo de longitud total. **B)** Longitud de selección al 50% por temporada de captura. La línea discontinua representa el 50% de la probabilidad de selección ($S_{50\%}$).

7.2.2 Crecimiento y mortalidad natural

Con relación a los parámetros que definen el crecimiento medio (K y L_{∞} del modelo de von Bertalanffy) de acuerdo con la ecuación 19, se observaron amplias variaciones a lo largo de las temporadas de captura (Fig. 9 A). Por cuanto a las variaciones de K , se observaron variaciones cíclicas en la serie de tiempo, con una periodicidad corta, entre uno y dos años. El coeficiente de crecimiento del

modelo de von Bertalanffy se encontró $0.5 \leq K \leq 2.3$, con una mediana de $K = 1.2$. La magnitud de los picos en los valores de K es variable, encontrándose los valores más altos de K en los años 1997, 2011 y 2013, y los más bajos en el 2008, 2014-15 y 2015-16. Las variaciones de L_∞ denotaron variaciones cíclicas más pausadas, oscilando entre 1 y 4 años. Para la longitud asintótica se encontró un rango de $222 \leq L_\infty \leq 258$ mm LT, y una media de $L_\infty = 237$ mm LT. El valor más alto de L_∞ se observó en el 2014 (257.8 mm LT) y el más bajo en el 2008 (222.3 mm LT). Por otra parte, respecto a las anomalías en el desempeño del crecimiento, se encontraron valores negativos importantes durante el 2008, 2015 y 2016, mientras que las anomalías positivas importantes se observaron durante 1997, 2011 y 2013 (Fig. 9 B). Estas anomalías permiten ubicar sesgos en el crecimiento estimado. El rango se encontró como $4.4 \leq \phi'_t \leq 5.1$, y una media de $\phi'_t = 4.8$.

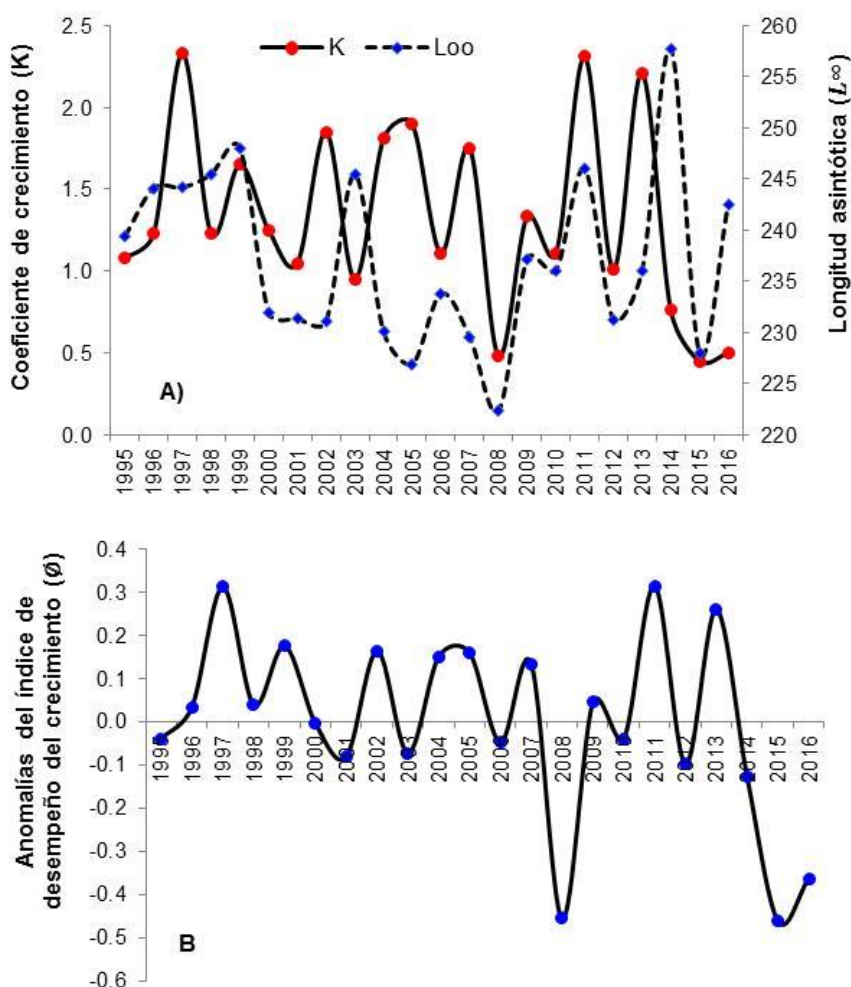


Figura 9. Evaluación del crecimiento medio de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A).** Variaciones de los parámetros K y L_{∞} del modelo de von Bertalanffy. **B).** Anomalías del índice de desempeño del crecimiento (ϕ_t).

El parámetro beta (β) de la distribución gamma de crecimiento define la variabilidad del crecimiento de los individuos en la población, de acuerdo con la ecuación (24). Al respecto, se observó una amplia variación del mismo $0.4 < \beta < 2.9$, con una mediana de 2.5 (Fig. 10). Esta variabilidad manifestó una trayectoria de tipo periódica a lo largo del periodo de estudio, aunque se registró un valor muy

bajo en la temporada 2000-01. No obstante, con la excepción de la temporada anterior, la variabilidad denotó ser relativamente estable alrededor de la mediana.

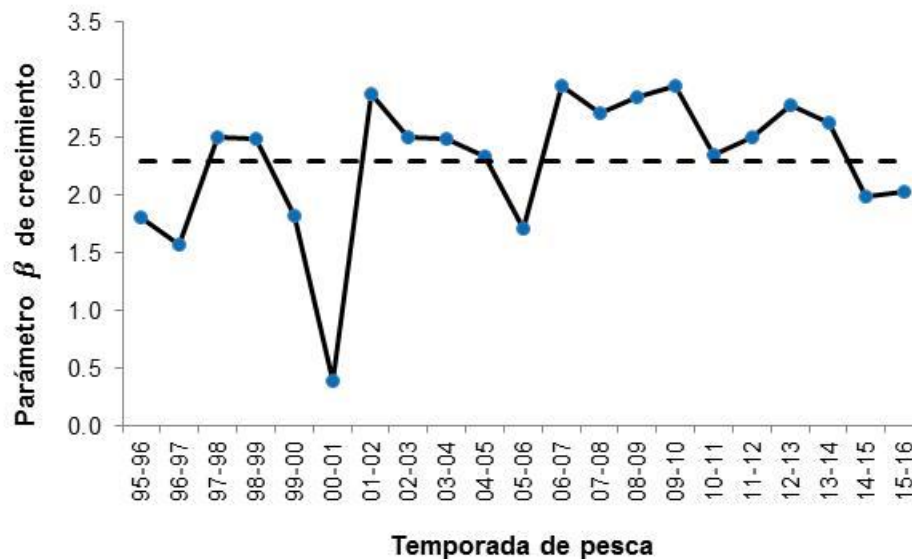


Figura 10. Variabilidad del crecimiento (coeficiente de variación) expresada en el parámetro β de la función gamma de crecimiento para el camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa la mediana ($\beta = 2.5$).

Con relación a los valores de M ingresados y recalculados por CASA, la variación en las estimaciones resultó relativamente amplia. Se observó un valor máximo en la temporada 2004-05 (2.1) y un valor mínimo durante la temporada 2014-15 (0.39), con un promedio de 1.1 (Fig. 11). De forma similar a la tendencia de K , en general las oscilaciones fueron de corta duración, de 1 a 2 años, con excepción del periodo 1995-96 a 2001-02, cuando éstas alcanzaron hasta 3 años. Además, se observaron dos periodos con diferente amplitud de las oscilaciones a lo largo de la serie de tiempo. El primer periodo, de baja amplitud, ocurrió entre las temporadas 1995-96 a 2003-04; y el segundo periodo, de mayor amplitud, se presentó entre las temporadas 2004-05 a la 2015-16.

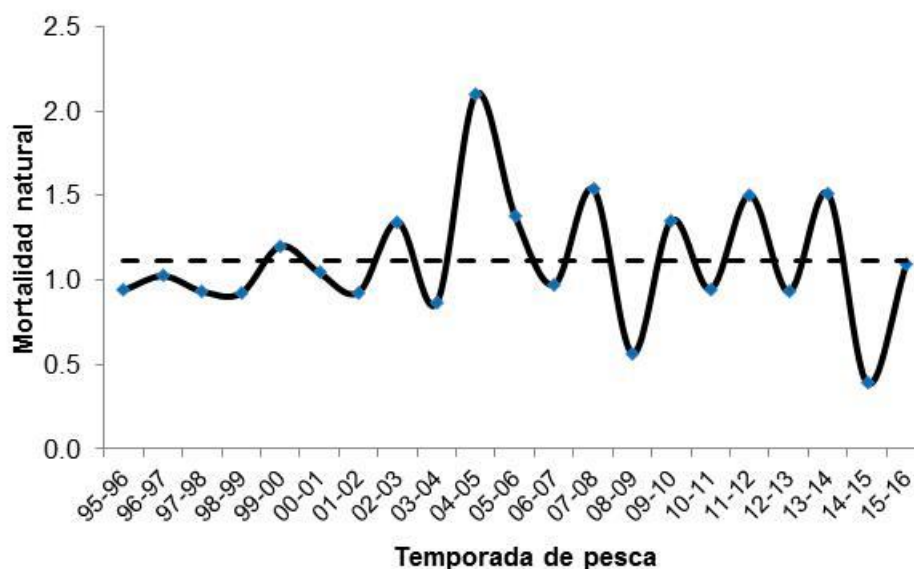


Figura 11. Tendencia anual en la mortalidad natural de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio.

7.2.3 Tamaño y reclutamiento inicial de la población

La magnitud del tamaño inicial considera principalmente a los camarones sobrevivientes a la temporada de pesca anterior. El valor correspondiente al tamaño inicial de la población osciló entre 156,654 – 2,466,227, con una media de 896,223 camarones (Fig. 12). El rango de variación entre los valores mínimo y máximo observados se ubica en alrededor de un orden de magnitud. La temporada que observó el mayor tamaño inicial fue la 2006-2007 y la de menor magnitud en la 1999-2000. Se pueden reconocer varios picos de tamaño inicial por encima del valor medio durante las temporadas 1996-97, 2002-03, 2004-05, 2006-07, 2010-11, y 2015-16. La alternancia de estos picos ocurrió con frecuencia variable de entre 1 a 5 temporadas.

La magnitud del reclutamiento inicial considera el reclutamiento para todos los intervalos de longitud. El valor correspondiente al reclutamiento inicial osciló entre 1.9 E+08 y 254 E+08, con una media de 8.8 E+08 (Fig. 12). El espectro comprendido es muy amplio. El valor más bajo fue registrado en la temporada

1998-99 y el más elevado en la temporada 2006-07. De acuerdo con la distribución del reclutamiento inicial alrededor de su valor medio, se observaron 3 periodos: el primero, de baja magnitud ocurrido entre 1995-96 y 2003-04, el segundo, de magnitud superior a la media, entre 2004-05 y 2012-13, y otro de retorno a valores bajos de R_0 durante las temporadas 2013-14 y 2015-16. El pico de máximo reclutamiento y máximo tamaño iniciales coincidieron en la temporada 2006-07, mientras que la frecuencia de tendencias paralelas y opuestas entre ambas magnitudes es casi similar.

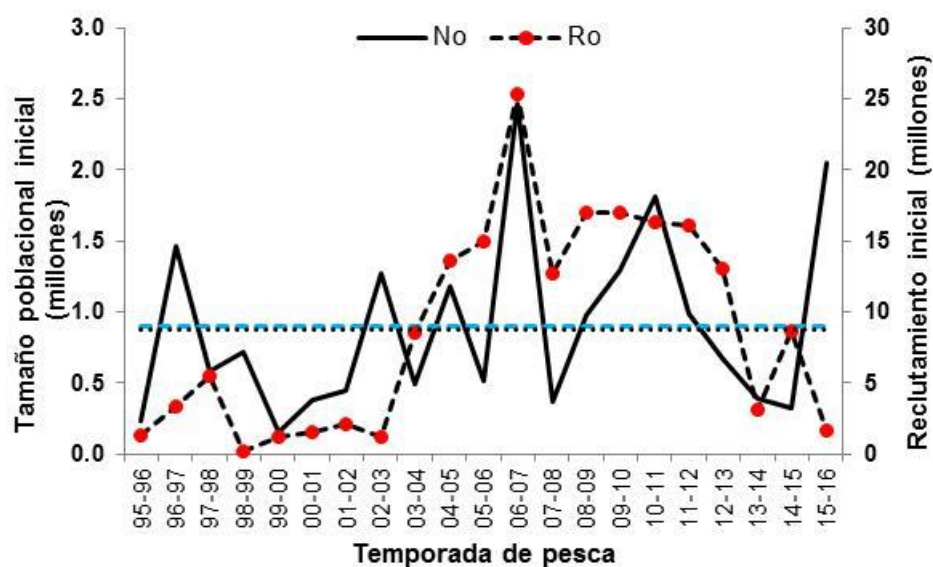


Figura 12. Tamaño y reclutamiento iniciales estimados de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. Las líneas discontinuas representan el valor medio para ambas series.

7.2.4 Abundancia total y reclutamiento

7.2.4.1 Tendencia anual

Las estimaciones de la abundancia total media y de reclutas por temporada de captura denotaron las mismas tendencias a lo largo del tiempo, tanto en magnitud

como en los picos y descensos de los mismos (Fig. 13). La población de organismos considerados como reclutas consideró a los organismos entre 50 y 135 mm-LT. Se reconocieron hasta 8 picos de abundancia, siendo los máximos (por encima del promedio) durante las temporadas, en orden descendente de magnitud, 2009-10 y 1998-99, 2002-03 y 2006-07. Respecto a las variaciones de la abundancia media, éstas ocurrieron con una frecuencia entre 2 y 4 años entre altos y bajos, en donde la magnitud de los incrementos, desde una temporada baja hacia una alta, es en promedio de 6.6 veces, mientras que la magnitud de los decrementos entre un pico y su descenso es de una proporción media de 0.26 (Fig. 13 A). Esto garantiza que no haya extinción y que los incrementos en la abundancia suelen ser importantes en la recuperación de la población. La proporción de la población de reclutas respecto a la abundancia estimada se puede observar en la figura 13 c, en la cual se infiere no solo la magnitud del reclutamiento en cada temporada sino respecto al promedio de la proporción de reclutas a lo largo del periodo de estudio (71 %). La abundancia total anual estimada osciló entre 1.26×10^8 y 68.9×10^8 , con una media de 18.2×10^8 . La abundancia de los reclutas se encontró entre 7.54×10^7 y 625.7×10^7 , y una media de 145.8×10^7 . Se ubicaron dos periodos de reclutamiento por encima de la media, el primero entre 1998 a 2004 (76–94%) y el segundo entre el 2007 al 2014 (76–94%); la proporción de reclutas respecto al total de la abundancia de estos periodos es similar. Y para efecto del análisis posterior de la abundancia por intervalos de longitud, la figura 13 B muestra el decaimiento exponencial a lo largo de la longitud para las 21 temporadas de pesca bajo estudio. Este decaimiento es un tanto gradual, siendo importante en los primeros 3 grupos de talla y menor en las tallas más grandes; de hecho, en los últimos 3 grupos de tallas se revierte ligeramente la tendencia. Los intervalos de confianza para la abundancia media muestran que en general la variación en las tallas pequeñas es mayor que en las pequeñas.

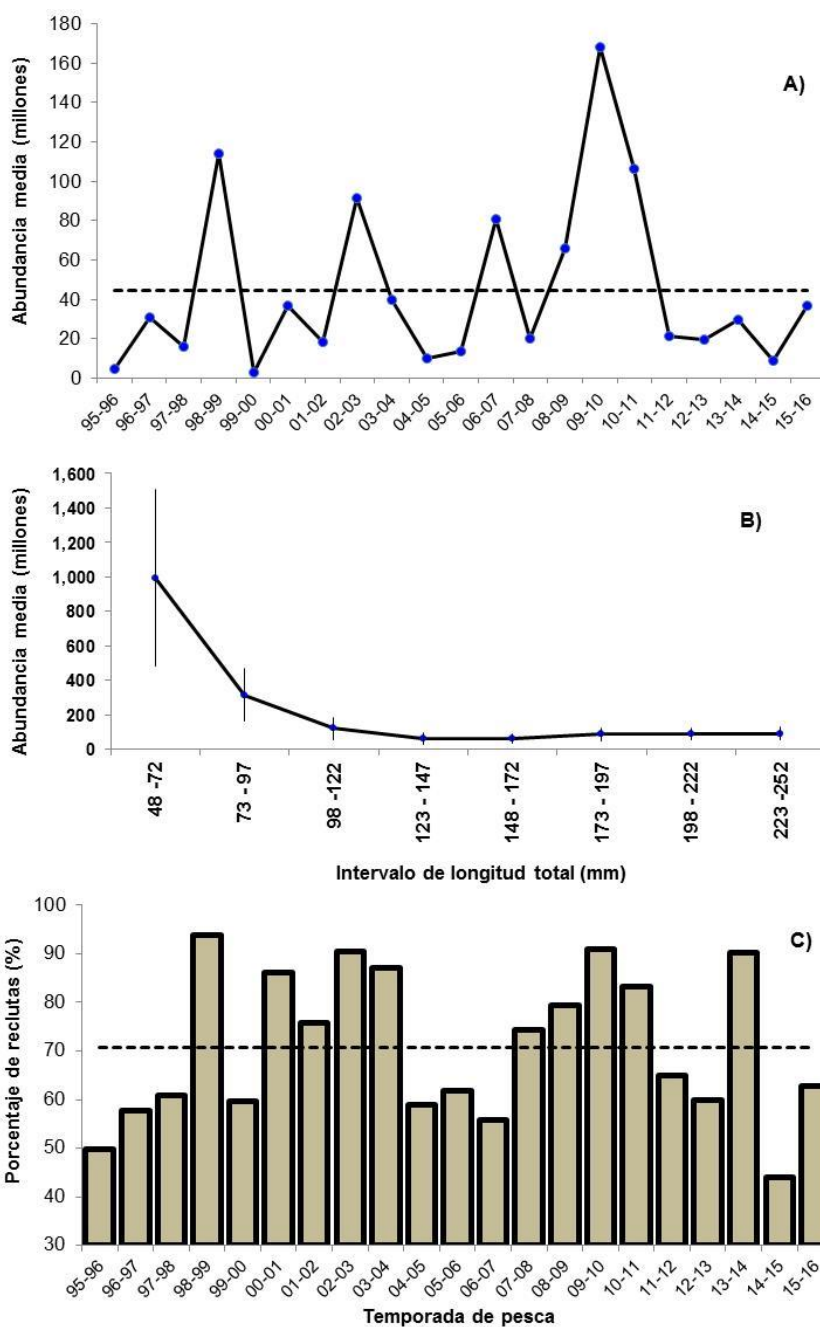


Figura 13. Abundancia media estimada de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** por temporada de captura e intervalo de longitud de 5 mm LT. **B)** Por intervalo de longitud de 25 mm-LT, con intervalos de confianza. **C)** Proporción de reclutas respecto a la abundancia total por temporada de pesca. Las líneas discontinuas corresponden al promedio para el periodo de estudio por intervalo de LT y para la proporción de reclutas, respectivamente.

7.2.4.2 Por grupos de longitud

En cuanto a la abundancia por intervalo de longitud, en todas las temporadas se observó el decaimiento exponencial conforme se incrementa la talla (Fig. 13 B) haciéndose patente la mortalidad total, y la influencia del crecimiento y el reclutamiento poblacional cuando se observan incrementos de la abundancia en las tallas medianas y grandes en varias temporadas (Fig. 14).

Para la valoración de la abundancia total por intervalo de longitud, resultó necesario recurrir al establecimiento de un marco de referencia objetivo debido a la alta variabilidad interanual de la abundancia y el reclutamiento. Así, la magnitud de un pico de “alta” abundancia en un intervalo de longitud durante una temporada de “baja” abundancia puede resultar en un pico de “baja” abundancia para el mismo intervalo de longitud durante una temporada de “alta” abundancia. El marco de referencia establecido fue el valor medio de abundancia para cada intervalo de longitud a lo largo del periodo de estudio, el cual se presenta en la figura 13 B, en donde además se incorporó el intervalo de confianza. De modo que la abundancia en un intervalo de longitud se consideró como “importante” o “alta” si ésta se encontró por encima del valor medio de abundancia del intervalo de longitud correspondiente.

De manera general, el grupo de tallas más pequeño (media de 60 mm-LT) y el más grande (media de 235 mm-LT) constituyeron grupos de tallas con un comportamiento diferente a las demás, en el sentido de mostrar altas abundancias en diferentes temporadas a lo largo del periodo de estudio. Por otra parte, entre los primeros 4 grupos de tallas (medias de 60, 85, 110 y 135 mm-LT) el pico de la temporada de pesca 2009-10 domina al resto de las temporadas por su abundancia y persistencia. No obstante, a partir del grupo de tallas con media de 135 mm-LT hasta las tallas más grandes, la temporada de pesca 2006-07 se constituyó como la más abundante de entre las demás. Así, el grupo de tallas con media de 135 mm-LT representaría la longitud de transición en dominancia de la

abundancia de las temporadas 2009-10 y 2006-07. De manera similar, las tallas pequeñas (medias de 85 - 110 mm-LT) comparativamente son poco importantes en abundancia durante las temporadas 1995-96 hasta antes de la temporada 2009-10; mientras que las tallas medianas (medias de 135, 160 y 185 mm-LT) son poco importantes en el periodo comprendido entre las temporadas 1995-96 hasta la 2006-07. Las tallas más grandes (medias de 210 y 235 mm-LT) denotan ser importantes prácticamente a todo lo largo del periodo de estudio. La temporada de mayor abundancia y con mayor presencia a lo largo del espectro de tallas de la especie fue la 2006-07, sobre todo en las tallas medianas y grandes (135-250 mm-LT).

Las temporadas de pesca en las cuales se calcularon con alta abundancia pero denotaron bajas capturas fueron las 1998-99, 2002-03, 2009-10 y 2010-11. En éstas, la abundancia por grupos de longitud fue variable; en las dos primeras la alta abundancia se registró en los intervalos de longitud pequeñas (con media de 60, 85 y 110 mm-LT), mientras que en las dos últimas la abundancia se observó en prácticamente todos los intervalos de longitud. Hubo también temporadas con altas capturas, pero con bajos estimados de abundancia (2004-05, 2005-06, 2011-12, 2012-13, 2014-15); en éstas la abundancia es baja en todos los intervalos de longitud. Hubieron sólo dos temporadas en la que las altas capturas observadas coincidieron con estimados de abundancia elevadas (2006-07 y 2015-16); en éstas la abundancia fue importante en casi todos los intervalos de longitud, particularmente en los grupos de talla intermedias (110 - 185 mm-LT, temporada 2005-16) y además en las grandes (85-238 mm-LT) durante la temporada 2006-07.

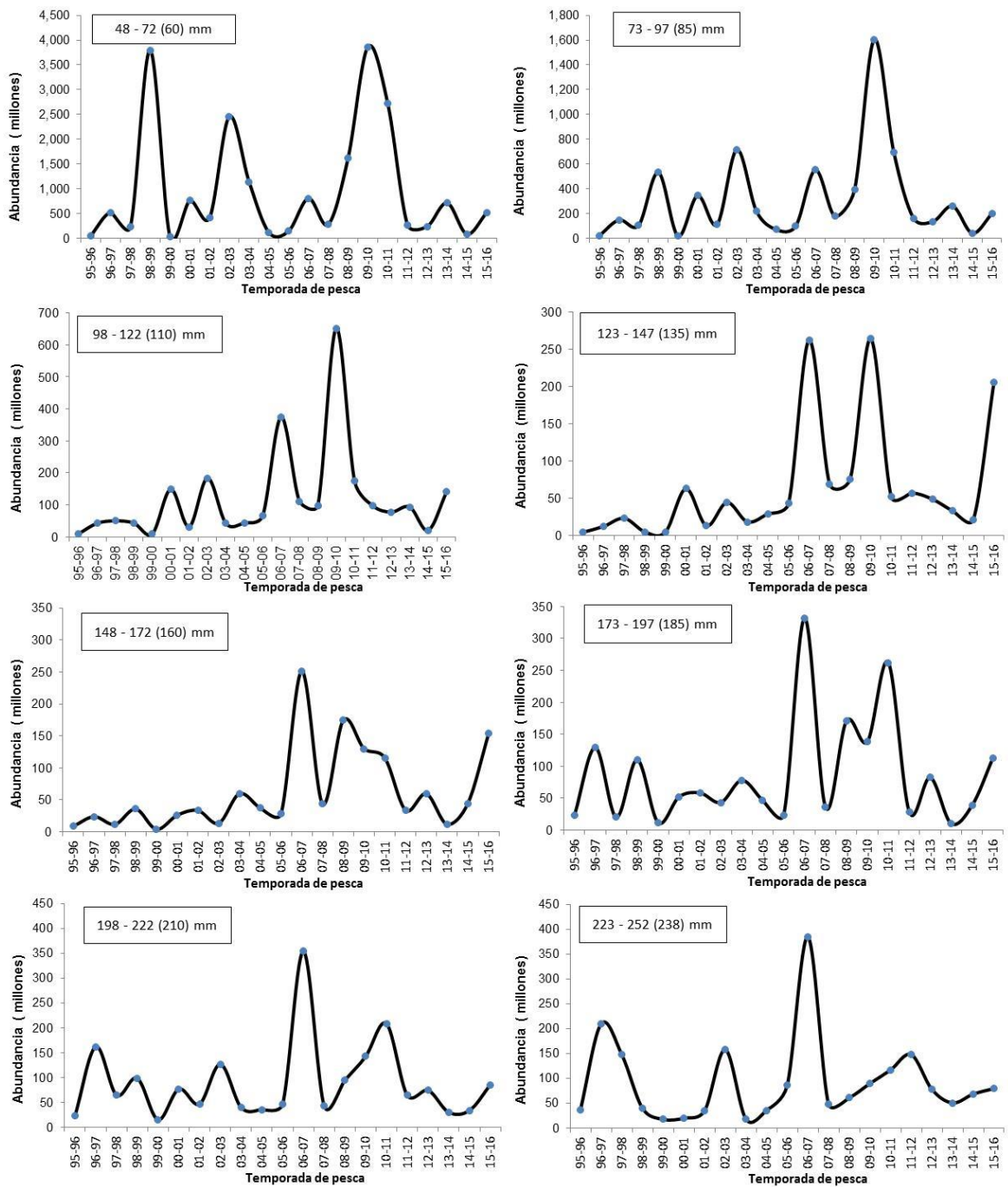


Figura 14. Abundancia total (N) estimada por intervalos de longitud (25 mm LT) de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

De manera específica, la abundancia por intervalos de talla y temporada de pesca fue el siguiente: El grupo de tallas entre 48-72 mm (media de 60 mm) es el grupo con mayor abundancia de todos los grupos y mostró 3 picos importantes en las temporadas 1998-99, 2009-10 y 2002-03 (Fig.14). Se presentaron otros 5 picos de menor magnitud similar durante las temporadas 1996-97, 2000-01, 2006-07, 2013-14 y 2015-16. El grupo de tallas entre 73-97 mm (media de 85 mm-LT) es el siguiente grupo de alta abundancia. Este grupo observó un solo pico de alta abundancia en la temporada 2009-2010. Se observaron hasta 7 picos de abundancia pequeña y mediana, distanciados por un año al inicio de la serie y de 2 a 4 años al final de la serie. El grupo de tallas entre 98-122 mm (media de 110 mm-LT) observó también un pico de alta abundancia en la misma temporada 2009-10. Además se observaron otros picos con abundancia en proceso de incremento conforme aumentó el tiempo (2000-01, 2002-03, 2006-07). El grupo de tallas entre 123-147 mm (media de 135 mm-LT) observó tres picos de alta abundancia en las temporadas 2009-10, 2006-07 y 2015-16; se observaron además 3 picos pequeños adicionales de menor abundancia al inicio de la serie de tiempo (1997-98, 2000-01 y 2002-03). Hasta este grupo de tallas se incluyen los individuos considerados como reclutas. El grupo de tallas entre 148-172 mm (media de 160 mm-LT) observó tres picos de alta abundancia en las temporadas 2006-07, 2008-09 y 2015-16; el último pico se presentó con mayor amplitud de tiempo. Este grupo de tallas presentó al inicio de la serie de tiempo picos pequeños de abundancia separados por entre uno y 3 años. El grupo de tallas entre 173-197 mm (media de 185 mm-LT) mostró solo dos picos de alta abundancia en las temporadas 2006-07 y 2010-11, siendo éste último de una amplitud de 2 a 3 temporadas. Las diversas oscilaciones de abundancia adicionales fueron mayores que en los dos grupos de talla anteriores. El grupo de tallas entre 198-222 mm (media de 210 mm-LT) observó un pico de alta abundancia en la temporada 2006-07; los picos de menor abundancia adicionales siguieron estando distanciados por un año de diferencia al inicio de la serie de tiempo, hasta la temporada 2003-04; al final de la serie de tiempo se reconoció

para este grupo de tallas un pico en la temporada 2010-11, con una amplitud de hasta 4 temporadas y dos recuperaciones de abundancia en las temporadas 2012-13 y 2015-16. El último grupo de tallas entre 223-252 mm (media de 238 mm-LT) observó también 4 picos de abundancia siendo el más alto en la temporada 2006-07; el resto de los picos observados (1996-97, 2002-03 y 2011-12) denotaron mayor amplitud, entre 3 y 5 años cada uno.

7.2.5 Tasa de explotación

7.2.5.1 Tendencia anual

Como una aproximación a la evaluación de la presencia de sobrepesca, la tasa de explotación es concebida como la fracción de las muertes debidas a la pesca respecto a la mortalidad total. Como indicador anual de la tasa de explotación se eligió al valor máximo de $\mu_{l,t}$, considerando que ni la suma, el promedio total, o el promedio de $u_{l,t}$ para el rango de tallas plenamente explotadas (mayor a $S_{50\%}$) reflejaron adecuadamente el grado de explotación observado en cada temporada; particularmente si se considera que las tallas más pequeñas y las más grandes muestran valores de tasa de explotación bajos, concentrándose en general los mayores valores de $\mu_{l,t}$ en las tallas intermedias (110 – 170 mm-LT). Así, el valor medio global de la tasa de explotación por intervalo de longitud a lo largo del periodo de estudio es $\mu_{l,t}=0.06$, para un rango de 0.000001 – 0.88.

La figura 15 A muestra la tasa de explotación ($\mu_{l,t}$) máxima estimada en cada temporada de pesca a lo largo del periodo de estudio, confrontada con el valor medio (0.30) e intervalo de confianza al 95% (+/- 0.08) de la serie de datos. La tasa de explotación máxima anual denotó variaciones interanuales que alcanzaron el doble y hasta el triple por encima o por debajo de su media anual. Aproximadamente el 50% de los estimados se encontraron dentro del intervalo de confianza. De igual forma, el número de años observados con tasa de explotación máxima por encima de la media y su intervalo de confianza fueron menores al

número de años en los que fue inferior. Se registraron en la serie de tiempo dos grandes picos, los cuales ocurrieron durante las temporadas 2014-15 (0.88) y 2003-04 (0.62). Por otra parte, la máxima tasa de explotación fue ejercida principalmente en un rango de tallas entre 95 y 210 mm-LT, con un pico máximo entre 120 y 130 mm-LT (0.88), en tallas consideradas como comercialmente pequeñas. Además, globalmente la tasa de explotación máxima ocurrió de forma más frecuente (Figura 15 B) en tallas chicas y medianas (110-145 mm-LT), encontrándose otro grupo modal en tallas más grandes, (180 mm-LT).

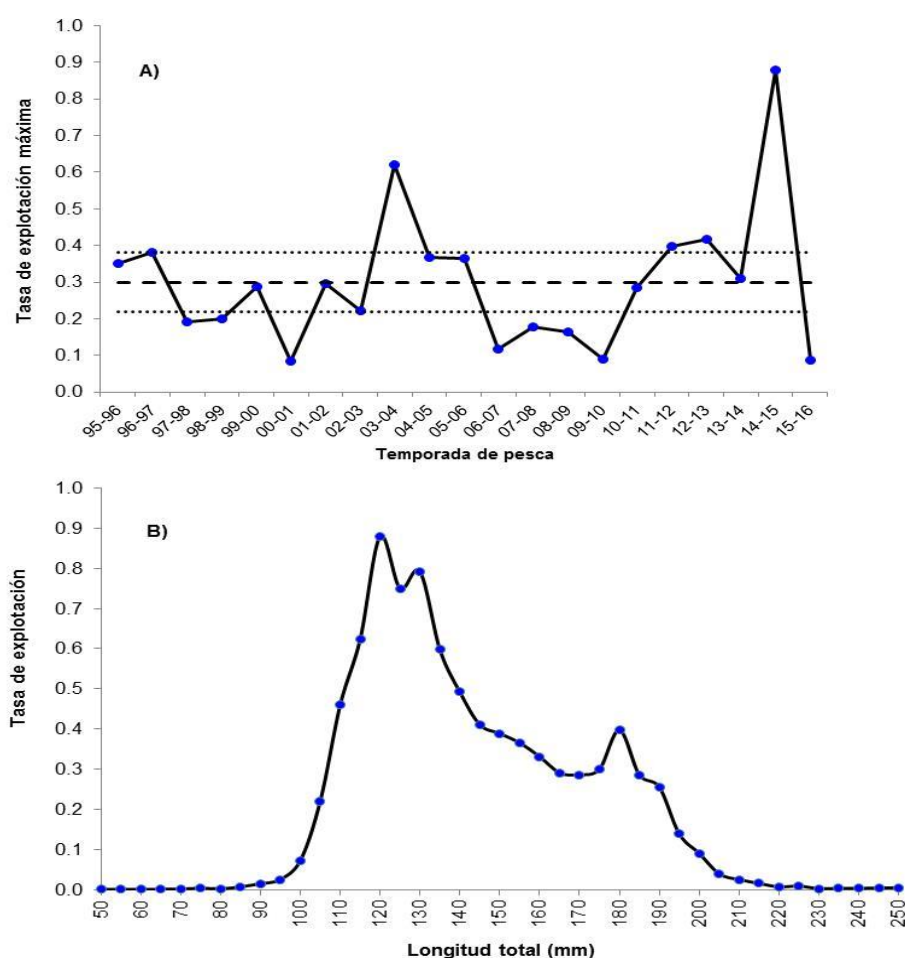


Figura 15. Tasa de explotación máxima estimada en la pesquería de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. **A)** Tendencia a lo largo de las temporadas de captura. Las líneas horizontales representan la media y el intervalo de confianza (95%). **B)** Valores máximos estimados por intervalo de longitud de 5 mm LT para toda la serie de datos.

7.2.5.2 Por grupo de longitud

La tasa de explotación fue estimada por el modelo para cada intervalo de longitud de 5 mm-LT en cada temporada de captura ($\mu_{l,t}$). El valor medio global de la tasa de explotación estimado por intervalo de longitud de 5 mm a lo largo del periodo de estudio fue de $\mu_{l,t}=0.06$. No obstante, a fin de examinar los cambios de la longitud en el tiempo, se utilizó en este caso el promedio de los datos de $\mu_{l,t}$ agrupados en intervalos de 25 mm en cada temporada (Fig. 16), donde resultaron ocho grupos de tallas. En promedio, la distribución de $\mu_{l,t}$ en cada temporada mostró la forma de una campana con su centro en el valor máximo de $\mu_{l,t}$; la magnitud de $\mu_{l,t}$ es muy baja para tallas pequeñas y grandes, dejando de ser despreciable entre 100 y 210 mm-LT. Por lo que en general, de los 8 grupos de tallas evaluados, la tasa de explotación resultó muy pequeña en los dos primeros y los dos últimos grupos de tallas (198-222 y 223-252 mm-LT); por lo que se advierte que los cambios en la tasa de explotación fueron importantes entre los 98 y 197 mm-LT.

Los valores estimados de la tasa de explotación para el grupo de longitud media de 60 mm-LT fueron significativos ($\mu_{l,t} = 0.0003 - 0.0007$) durante las temporadas 2014-15, 2004-05, 2007-08 y 2011-12; mientras que en el grupo de longitud media de 85 mm-LT, sólo las temporadas 2005-06 y 2014-15 fueron importantes ($\mu_{l,t} = 0.009 - 0.01$). Para el grupo de longitudes con media de 110 mm-LT, la tasa de explotación todavía puede considerarse pequeña. El valor medio de $\mu_{l,t}$ osciló alrededor de 0.06, excepto en la temporada 2014-15 cuando alcanzó un máximo de 0.45. En el grupo de longitud de 135 mm-LT, la tasa de explotación varió de 0.021 a 0.61, con una media de 0.20; hubo dos temporadas con valores elevados, en la 2003-04 (0.46) y en la temporada 2014-15 (0.61). Este último valor (0.61) fue el más grande observado en la serie de datos y correspondió a una talla comercialmente considerada como relativamente chica (123-147 mm-LT). En el grupo de longitud media de 160 mm-LT, se observó una alternancia continua de

valores altos y chicos a lo largo del tiempo. El valor más pequeño fue de 0.03 (1998-99) y el más alto de 0.33 (2011-12); la media de $\mu_{l,t}$ para este grupo de tallas se ubicó en 0.14. Las temporadas con picos importantes fueron la 2011-12, 2005-06 y la 2013-14. Adicionalmente, fueron significativas las tasas de explotación de las temporadas 2013-14 (0.26) y 2014-15 (0.21). Para el grupo de longitud con media de 185 mm-LT la tasa de explotación fue relativamente baja en las primeras 10 temporadas del periodo de estudio (1995-2004), con una media aproximada de 0.06. Pero se observaron los mismos picos en las tasas de explotación que en el grupo de tallas anterior durante las temporadas 2011-12 (0.27), 2005-06 (0.22), 2013-14 (0.19). Para los siguientes dos grupos de tallas, la magnitud de la tasa de explotación fue, similar a los primeros dos grupos de longitud, baja en comparación con los 4 grupos intermedio de longitud. El grupo de talla de 210 mm-LT mostró 3 picos de tasa de explotación durante las temporadas 2013-14 (0.03), 1999-2000 (0.025), y 2004-05 (0.024); la media del grupo fue de 0.01. En el último grupo de tallas con media de 238 mm-LT, el valor máximo registrado fue de 0.003 en la temporada 2004-05, y las otras dos temporadas con picos altos para este grupo de longitud fueron las temporadas 2003-04 (0.003) y 2007-08 (0.003). Es de hacer notar una tendencia de incremento de la tasa de explotación en este grupo de tallas (238 mm-LT) que ocurrió entre las temporadas 2009-10 a la 2014-15, lo que parece una clara intención de la pesquería por encontrar las tallas grandes.

En resumen, la revisión de la tasa de explotación a lo largo de las temporadas denotó que los primeros dos y últimos dos grupos de longitud observaron valores muy bajos de la tasa de explotación y que los tres grupos de longitud intermedia (entre 98 y 172 mm-LT) fueron las que soportan las mayores tasas de explotación. De éstos intervalos de longitud, el correspondiente a 123-147 mm-LT fue el que mostró la más alta frecuencia con altas tasas de explotación (hasta 0.61), seguida del intervalo de 148-172 mm-LT (hasta 0.33).

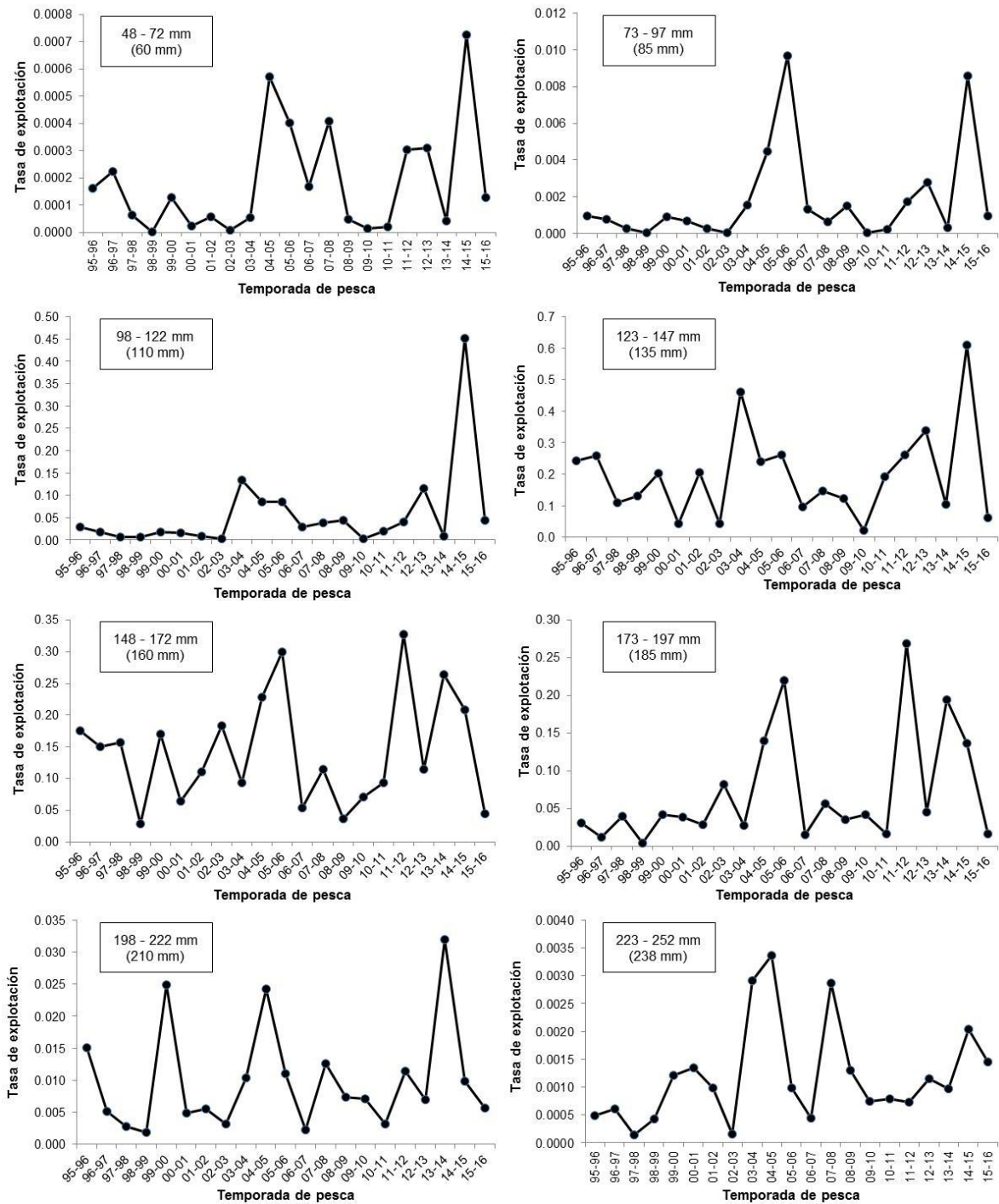


Figura 16. Tasa de explotación media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

7.2.6 Biomasa total

La estimación de la biomasa considera el total de individuos presentes en la población, incluyendo los reclutas, la población inicial y los sobrevivientes a la pesca, los cuales han crecido y ganado peso por crecimiento. De esta forma, en el presente trabajo se configuraron tres tipos de estimados de biomasa (ecuaciones 32-34). La figura 17 presenta el promedio de la abundancia y de las biomases, por intervalo de longitud para todo el periodo de estudio, con el fin de hacer notar las diferencias de magnitud entre ellas y sus tendencias a lo largo del rango de longitud del camarón café. De esta se desprende en general que, por intervalos de longitud; una mayor abundancia no significó mayor biomasa, particularmente en las tallas más pequeñas; que en general las biomases fueron más grandes a mayor longitud total, como resultado del proceso de crecimiento en peso; y que la biomasa total fue la de mayor magnitud y la biomasa desovante de las hembras la de menor magnitud.

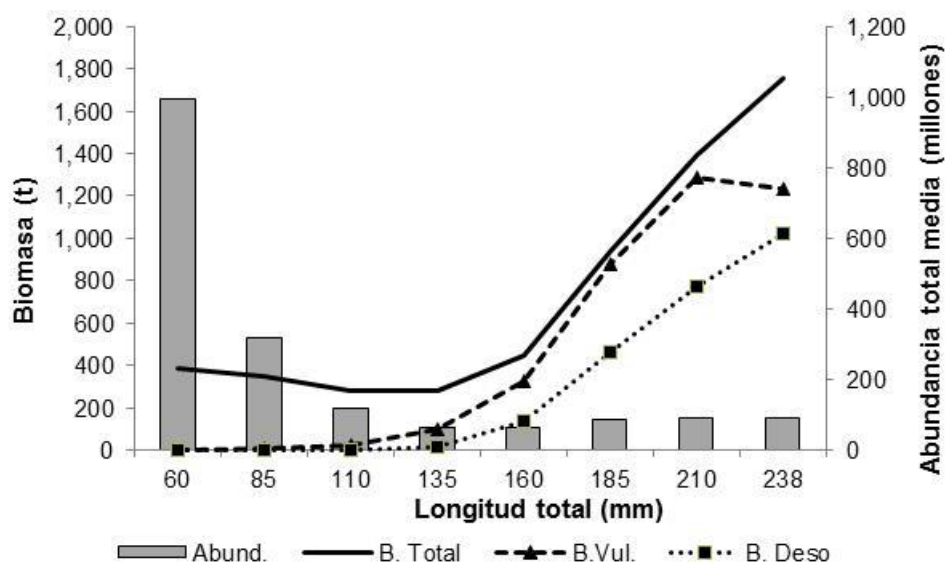


Figura 17. Abundancia y biomases medias estimadas por intervalos de longitud de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., a lo largo del periodo de estudio.

7.2.6.1 Tendencia anual

La tendencia temporal de la biomasa total (Fig. 18) fue relativamente similar a la observada para la abundancia, excepto durante las temporadas 2013-14 y 2014-15 cuando éstas se invirtieron (Fig. 13 A). El rango en la magnitud de la biomasa total media en las 21 temporadas de estudio se registró entre 112 (1999-2000) t y 2,755 t (2006-07), con una media global de 753 t (Fig. 18). Las 5 temporadas que observaron los mayores picos de biomasa, en orden descendente, fueron: 2006-07, 2009-10, 1996-97, 2002-03, y 2015-16. De hecho, el pico del 2009-10 se acompaña con dos temporadas, adyacentes al pico máximo, con biomاسas totales por encima del promedio. El número de temporadas de captura con biomasa total media por debajo del intervalo de confianza fue mayor al número de temporadas con biomasa total media por encima de dicho intervalo. La biomasa total media más baja observada se registró en la temporada 1999-2000 (112 t) y 1995-96 (204 t). Los picos de biomasa se distanciaron entre ellos por un periodo de 3 a 6 años de diferencia.

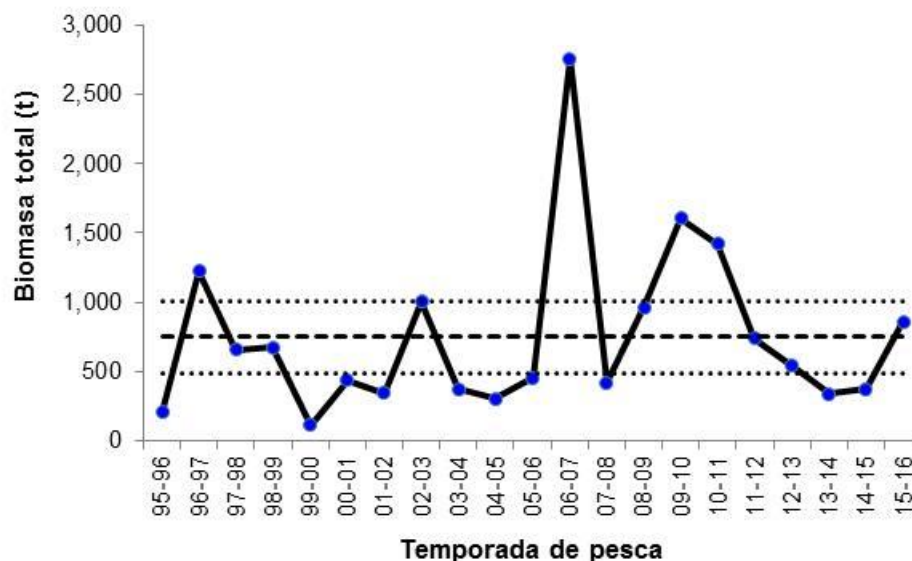


Figura 18. Biomasa total media estimada de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza.

7.2.6.2 Por grupos de longitud

La evaluación de la abundancia permitió percibir que ésta es mayor en las tallas pequeñas y menor en las grandes. Sin embargo, el peso de los individuos se incrementó con la longitud. Por lo que el rendimiento es resultado del balance entre sus componentes. La figura 19 muestra las tendencias de la biomasa total media por grupos de talla en las diferentes temporadas de captura, en los que en general para las tallas grandes los órdenes de magnitud de la biomasa son mayores que en las tallas chicas.

En general la biomasa total se incrementó en cada temporada de captura conforme aumentó el intervalo de longitud, de tal forma que la mayor biomasa se registró en los intervalos de longitud mayores. Sin embargo, hubo temporadas en las que los primeros intervalos de longitud contribuyeron de manera significativa (1998-99, 2002-03, 2003-04, 2010-11 y 2013-14), e inclusive se encontró el caso en el cual la mayor biomasa total se registró en los primeros dos intervalos de longitud más pequeños (2009-10). El desempeño de los diferentes grupos de tallas fue el siguiente.

El desempeño de los diferentes grupos de tallas fue el siguiente: Los primeros dos grupos de longitud con media de 60 y 85 mm-LT se distinguieron por ser muy similares entre sí, con prácticamente los mismos picos de biomasa en las mismas temporadas; aunque para el grupo de longitud con media de 85 mm-LT se registró una disminución de la magnitud en los picos previos a la temporada 2006-07 (Fig. 14). En el grupo de longitud entre 98 - 122 mm-LT los picos anteriormente observados antes de la temporada 2006-07 continuaron disminuyendo en magnitud y los picos correspondientes a las temporadas 2006-07 y 2015-16 incrementaron su biomasa, en tanto que el pico de la temporada 2009-10 continuó siendo el más prominente en magnitud, aunque también disminuyó su biomasa.

Para el grupo de longitud con media de 135 mm-LT se observó la misma tendencia que en el grupo anterior, en el que continuaron los incrementos para las temporadas 2006-07 y 2015-16, así como la disminución de la magnitud de la biomasa para la temporada 2009-10, aunque siguió siendo el pico más alto de este grupo. En el grupo de longitud con media de 160 mm-LT se registró en primera instancia el cambio en la dominancia de la temporada 2009-10 como el pico más alto de biomasa; de hecho, la temporada anterior 2008-09 mostró mayor biomasa total. Aquí, la mayor biomasa la presentó la temporada 2006-07, posición que mantuvo hasta el intervalo de longitud más grande. La temporada 2015-16 también incrementó su biomasa respecto al anterior grupo de tallas. En el grupo de tallas con media de 185 mm-LT las temporadas 2006-07 y 2015-16 continuaron mostrando incrementos de biomasa, y la temporada 2009-10 dejó de figurar entre los picos de biomasa. De hecho, se destacaron nuevos picos de biomasa en este grupo de longitud, como en las temporadas 2008-09, 1996-97, 1998-99 y 2003-04. En el grupo de longitud con media de 210 mm-LT la temporada 2006-07 siguió siendo el pico más alto de biomasa, y aunque las temporadas 1998-99, 2010-11 y 2015-16 también denotaron incrementos respecto al grupo de longitud anterior, su crecimiento fue marginal. Finalmente, en el grupo de tallas más grandes, con media de 237 mm-LT los picos de biomasa se redujeron a sólo 4 temporadas. La temporada 2006-07 siguió siendo la de mayor biomasa total en este grupo y se constituyó como el pico más alto de todo el periodo de estudio. Los otros 3 picos de biomasa correspondientes a las temporadas 1996-97, 2002-03 y 2012-12, siguieron incrementando su biomasa luego de reconocerse su tendencia positiva desde los 3 intervalos de longitud previos.

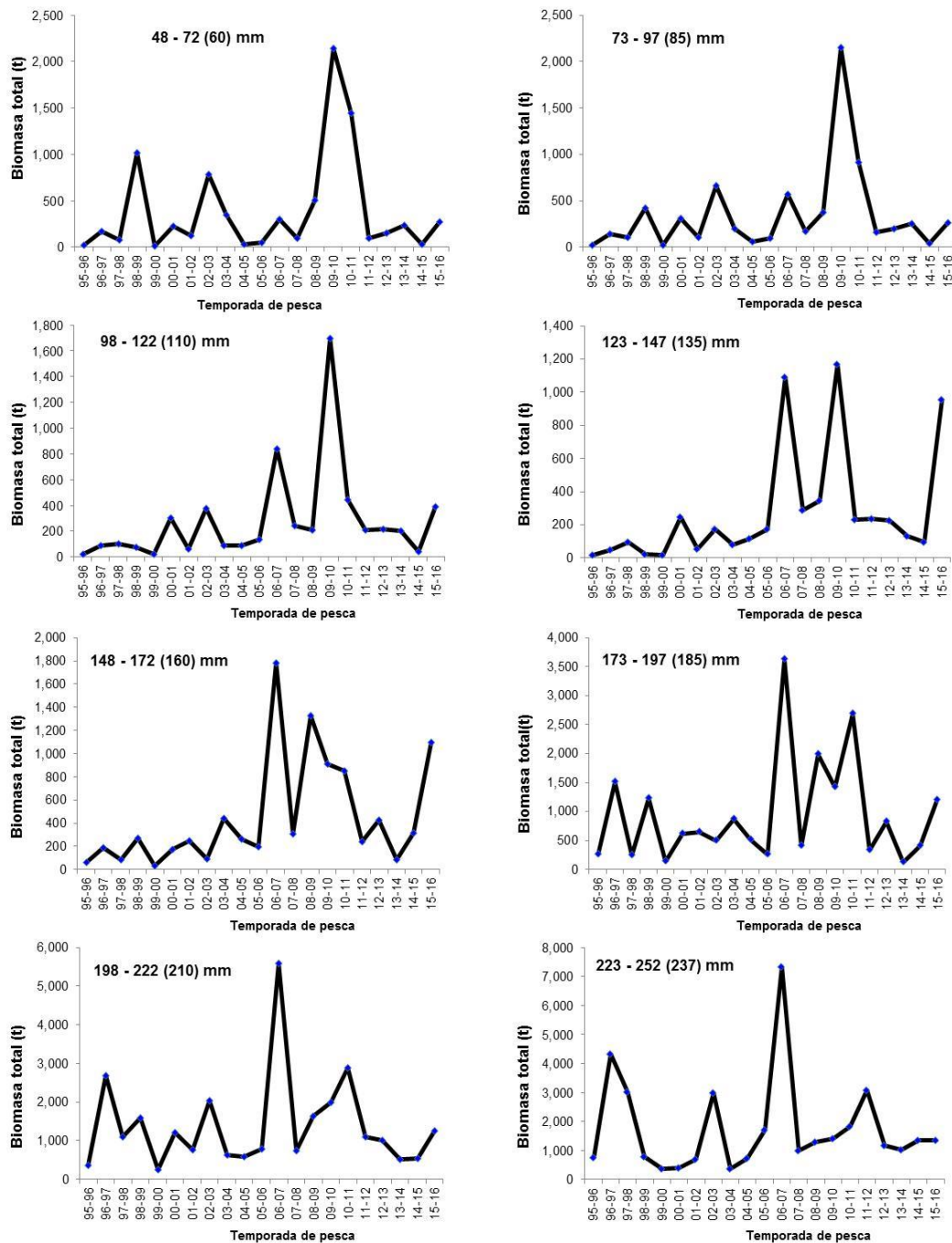


Figura 19. Biomasa total de camarón café (*F. californiensis*) estimada por intervalos de longitud de 25 mm-LT de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

7.2.7 Biomasa vulnerable

7.2.7.1 Tendencia anual

El rango en la magnitud de la biomasa vulnerable media en las 21 temporadas de estudio se encontró entre 97 t (1999-2000) y 1,771 t (2006-07), con una media global de 500 t (Fig. 20). Los picos de mayor biomasa, por encima del promedio, se ubicaron, en orden descendente, durante 2006-07, 1996-97, 2010-11, 2008-09 y 2002-03. De manera similar que con la biomasa total, la tendencia de la biomasa vulnerable fue parecida a la de la abundancia total, aunque se observaron desfases entre los picos de abundancia total y la biomasa vulnerable. Durante el 2009-10 y 2013-14 la abundancia se incrementó y la biomasa disminuyó, mientras que en el 2014-15 la abundancia disminuyó y la biomasa se incrementó (Fig. 13). Al igual que con la biomasa total, el importante pico de abundancia registrado en la temporada 1998-99 no fue registrado como pico de biomasa vulnerable, como ocurrió en la temporada 2006-07, cuando ambos picos máximos fueron simultáneos. También se registró que el número de temporadas de captura con magnitudes de biomasa vulnerable inferiores al intervalo de confianza fue mayor a las temporadas con magnitudes por encima de éste, aunque la tendencia de disminución observada por debajo del intervalo de confianza es menos acusada que la tendencia de incremento por encima del intervalo. Las temporadas con biomasa vulnerable más baja ocurrieron durante 1999-2000 y 1995-96, de forma similar a la biomasa total. La distancia temporal entre los picos de biomasa vulnerable osciló entre 4 a 6 años.

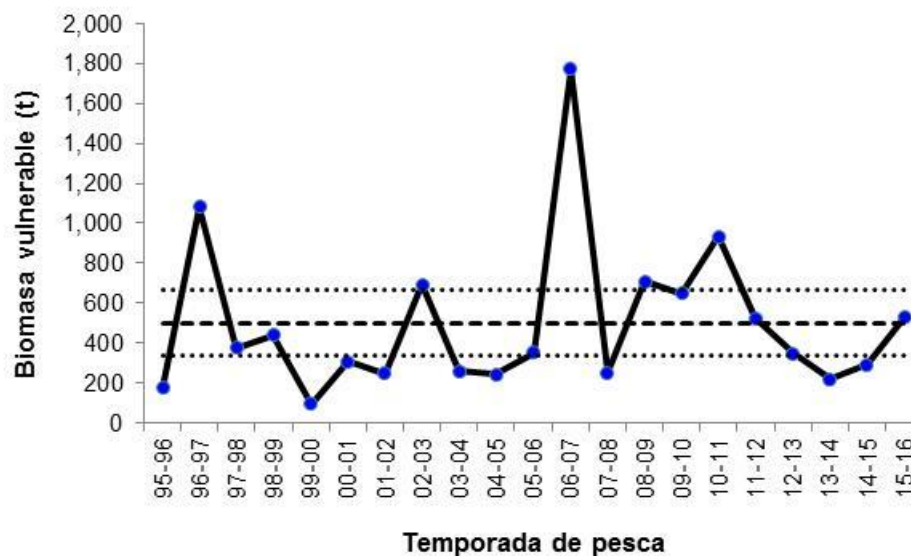


Figura 20. Biomasa vulnerable media estimada de camarón café (*F. californiensis*) de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza.

7.2.7.2 Por grupos de longitud

Para describir los cambios en la biomasa vulnerable a lo largo de los intervalos de longitud, se conservaron en la figura 21 los órdenes de magnitud correspondientes a cada intervalo de longitud, a pesar de las notables diferencias en magnitud, las que se incrementaron a medida que aumentó la longitud. La magnitud de la biomasa vulnerable comenzó a ser importante, en la mayoría de las temporadas a partir del intervalo con media de 135 mm-LT, aunque hubo temporadas en las que su importancia relativa inició desde los 110 mm-LT (2006-07 y 2000-01). La máxima biomasa vulnerable se registró con más frecuencia en los intervalos de longitud mayores (medias de 238, 210 y 185 mm-LT).

La magnitud de la biomasa vulnerable para los grupos de tallas con medias de 60 y 85 mm-LT puede considerarse insignificante; no obstante, la prevalencia de los picos de biomasa son indicativos del reclutamiento en las longitudes más chicas.

Así, las temporadas 2000-01 y 2006-07 representaron los picos más importantes, aunque en el segundo grupo de longitud se apreciaron picos nuevos como en las temporadas 2006-07 y 2010-11.

En el intervalo de longitud con media de 110 mm-LT el pico más importante se encontró en la temporada 2006-07, la cual ya había resaltado en el intervalo anterior; lo mismo ocurrió con la temporada 2015-16, la que se ostentó como el segundo pico más alto. El pico de la temporada 2000-01 siguió siendo importante en este intervalo de longitud.

Para el intervalo de longitud con media de 135 mm-LT el orden de magnitud es mayor a los intervalos anteriores. Sobresalieron los picos de biomasa en las temporadas 2006-07 y 2015-16, aunque se conservaron los picos de las temporadas 2009-10, 2012-13 y 2000-01.

En los 4 siguientes grupos de longitud observados en la figura 21 se conservó la misma escala a fin de hacer notar la contribución de estos grupos de tallas al total de la biomasa vulnerable, además del hecho de que los individuos en estos intervalos son considerados como completamente reclutados al arte de pesca como se advirtió en la figura 8. Se observa que el intervalo de longitud con media de 160 mm-LT es el que mostró los menores órdenes de magnitud de la biomasa. Los picos de biomasa más importantes se siguieron presentando en las temporadas 2006-07 y 2015-16. Sin embargo, en este grupo de longitud se registró el surgimiento de nuevos picos no observados anteriormente, como los de las temporadas 2008-09, 2010-11, 2003-04 y 2012-13.

Para el intervalo de longitud de 185 mm-LT el pico de biomasa más importante continuó siendo el de la temporada 2006-07, y el pico de la temporada 2015-16 ya no fue más el siguiente en importancia sino el registrado en la temporada 2010-11. Además, se registraron otros picos de biomasa en las temporadas 1996-97, 1998-99.

Para el intervalo de longitud con media de 210 mm-LT los mayores picos de biomasa siguieron siendo las temporadas 2006-07 y 2010-11; le siguieron los picos de las temporadas 1996-97, 2002-03.

Finalmente, para el intervalo de longitud con media de 238 mm-LT se reconocieron sólo 4 picos importantes de biomasa, que en orden descendiente correspondieron a las temporadas 1996-97, 2006-07, 2002-03 y 2011-12.

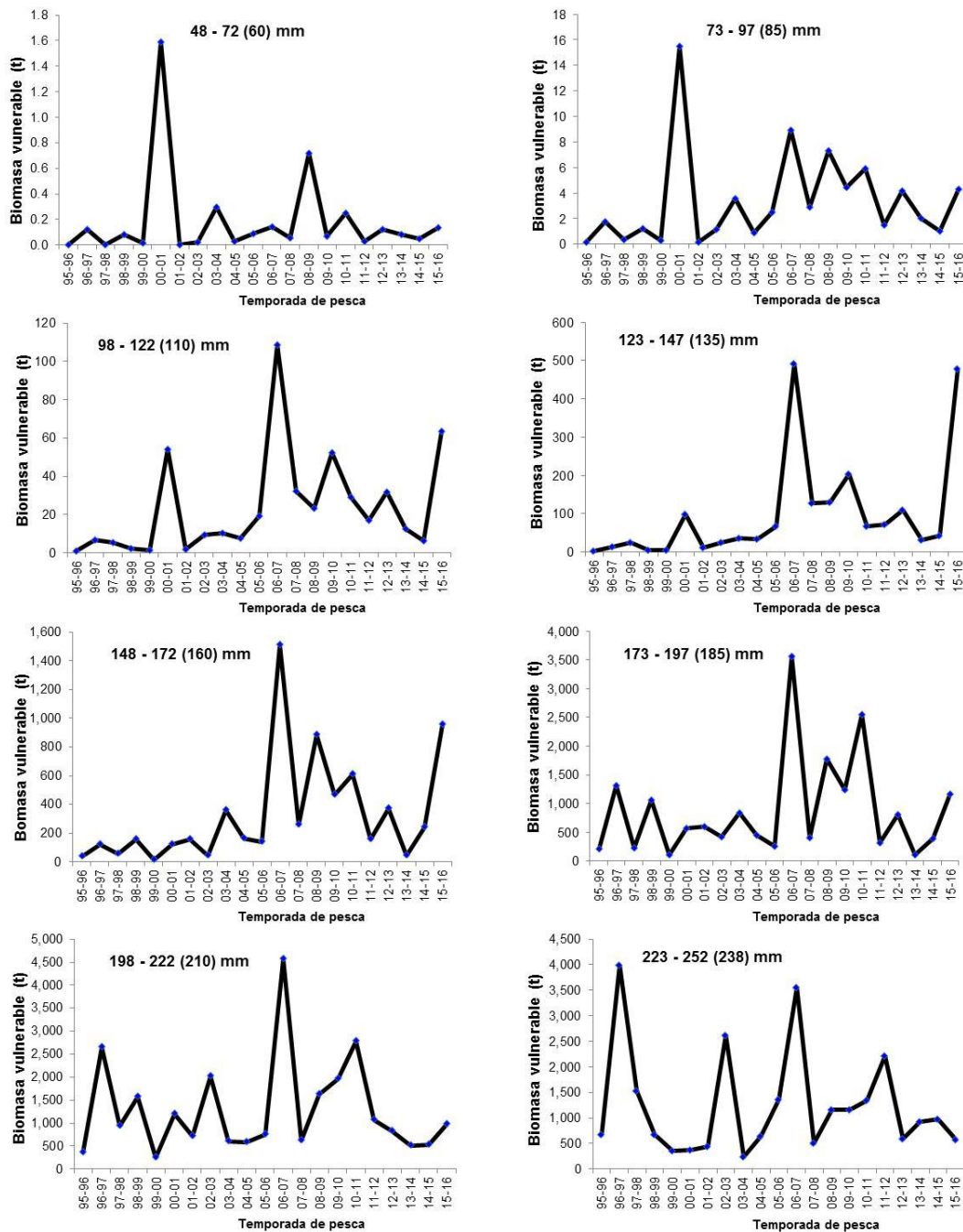


Figura 21. Biomasa vulnerable media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

7.2.8 Biomasa desovante de las hembras

7.2.8.1 Tendencia anual

La contribución relativa de las hembras maduras (reproductoras) al total de la biomasa es importante, no sólo porque usualmente presentan un peso relativo mayor que las inmaduras, sino también porque la proporción de hembras en las tallas más grandes es mayor que la de los machos. El rango en la magnitud de la biomasa desovante de las hembras en las 21 temporadas de estudio se encontró entre 70 t (1999-2000) y 1,060 t (1996-97), con una media global de 318 t. En el periodo de estudio se reconocieron 4 picos de biomasa reproductora (Fig. 22), siendo en orden descendente las siguientes: 1996-97, 2006-07, 2002-03, y un pico amplio entre las temporadas 2009-10 y 2011-12. Se observó una aparente disminución de la biomasa desovante de las hembras a lo largo del periodo de estudio. Además, se reconocieron tendencias opuestas entre la abundancia y la biomasa. La abundancia subió y la biomasa disminuyó durante las temporadas 1998-99 y 2013-14, mientras que para las temporadas 2011-12 y 2014-15 la abundancia bajó y la biomasa se incrementó. También se registraron más temporadas con biomاسas por debajo del intervalo de confianza que por encima de éste.

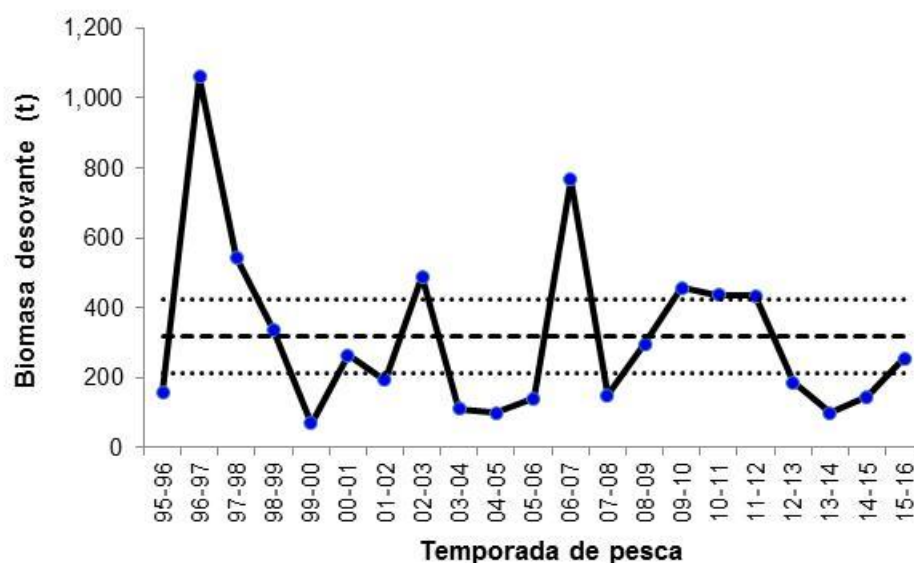


Figura 22. Biomasa desovante de hembras media estimada de camarón café (*F. californiensis*) en Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S. La línea discontinua representa el promedio de la serie de datos y las líneas punteadas el intervalo de confianza.

7.2.8.2 Por grupos de longitud

Por cuanto a la biomasa desovante de las hembras, debe agregarse que para su estimación, además de la abundancia, el peso a la longitud y la selectividad, se recurrió también a la proporción de hembras y la proporción de madurez por intervalo de longitud. De esta forma, la biomasa desovante de hembras media por intervalo de longitud es menor que la biomasa vulnerable y la biomasa total (Fig. 17). En general, la biomasa desovante de las hembras se incrementó conforme aumentó la madurez reproductiva de las hembras, considerando que la longitud de primera madurez promedio para el periodo de estudio es significativa a partir del intervalo de longitud con media de 160 mm-LT; aunque dadas las fracciones de madurez estimadas por intervalo de longitud y temporada de captura, se registraron hembras maduras desde el intervalo de longitud con media de 135 mm-LT. Así, el intervalo de longitud con media de 235 mm-LT fue el que, para el periodo de estudio, se encontró más frecuentemente (62%) con la más alta

biomasa desovante de hembras por temporada. Seguido por los intervalos de 210 mm-LT (29%) y 160 mm-LT (9%). Por lo anterior, sólo se revisaron los últimos 6 intervalos de longitud en los que la fracción de hembras maduras fue evidente.

La contribución al total de la biomasa desovante de hembras en las diferentes temporadas de pesca por parte del grupo de tallas con media de 110 mm-LT fue marginal. Aún con esto en cuenta, las temporadas que aportaron algo de biomasa desovante de hembras fueron las acontecidas en 1996-97, 2009-10 y 2015-16 (Fig. 23).

La aportación de biomasa desovante de hembras comenzó a ser importante a partir del grupo de longitud con media de 135 mm-LT. Conforme se avanzó hacia los grupos de talla más grandes, la contribución en magnitud se hizo más patente. En el intervalo de longitud de 135 mm-LT la biomasa desovante de hembras fue importante en las temporadas 2009-10, 2006-07, y 2015-16, y para el intervalo de longitud con media de 160 mm-LT se registraron picos de biomasa durante las temporadas 2006-07, 2008-09, 2009-10 y 2015-16. Mientras que durante el periodo 1995 al 2005 la biomasa desovante de hembras fue mínima para los intervalos de longitud con medias de 135 y 160 mm-LT.

Para los siguientes y últimos tres intervalos de longitud con medias de 185, 210 y 238 mm-LT se alcanzaron los mayores aportes de biomasa desovante de hembras de todo el espectro de longitud, en donde el incremento en biomasa fue gradual al incrementarse la longitud.

En el intervalo de longitud con media de 185 mm-LT se registraron picos de biomasa desovante de hembras durante las temporadas 1996-97, 1998-99, 2000-01, 2006-07, 2009-10, 2010-11, y 2015-16. En el intervalo de longitud con media de 210 mm-LT, se conservaron los picos del intervalo anterior, y se agregó otro pico correspondiente a la temporada 2002-03. Finalmente, en el intervalo de longitud con media de 238 mm-LT los picos de biomasa se redujeron o compactaron a solo 4 y con magnitud mayor respecto a los dos intervalos de

longitud anteriores; estos fueron observados en las temporadas 1996-97 (ampliado hasta la temporada 1997-98), 2002-03, 2006-07 y 2011-12, pero con magnitud mayor respecto a los dos intervalos de longitud anteriores.

Finalmente, en el intervalo de longitud con media de 238 mm-LT los picos de biomasa se redujeron a solo 4, observados en las temporadas 1996-97, 2002-03, 2006-07 y 2011-12, pero con magnitud mayor respecto a los dos intervalos de longitud anteriores. En este último intervalo de longitud, el cual es el que más biomasa desovante de hembras aportó, se pudieron identificar las temporadas o periodos en donde la reproducción fue exitosa; estas temporadas o periodos denotaron una alternancia de entre 4 y 6 años de distancia. Además, en los últimos dos intervalos de tallas más grandes (210, 238 mm-LT) se distinguió una tendencia temporal de disminución de la biomasa desovante de hembras.

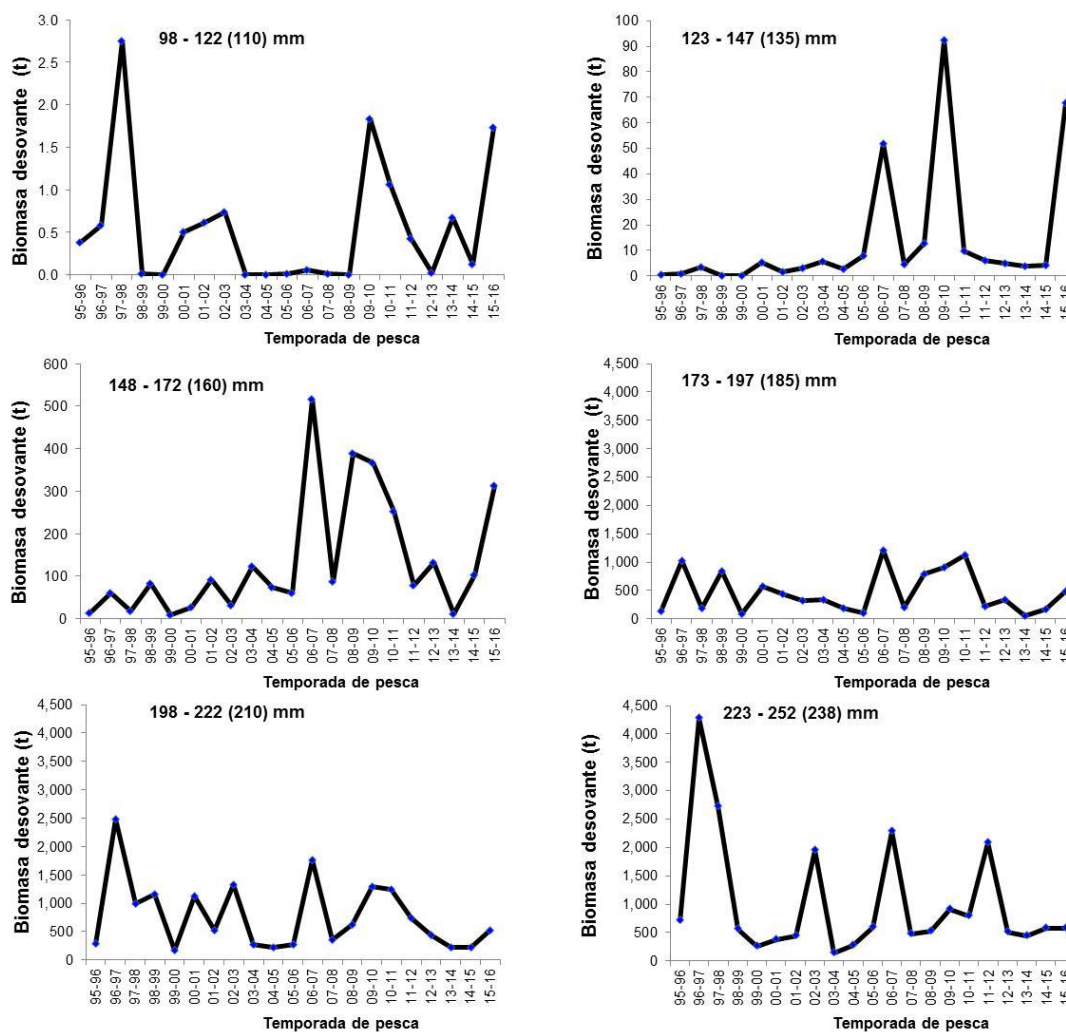


Figura 23. Biomasa desovante de hembras media estimada de camarón café (*F. californiensis*) por intervalos de longitud de 25 mm-LT, de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S.

7.3 Evaluación de la influencia ambiental sobre los procesos biológicos

La matriz de correlación entre todas las variables (biológicas y ambientales) mostró diversos aspectos que dieron lugar a toma de decisiones para la conducción del proceso de regresión múltiple como instrumento de evaluación cuantitativa de las relaciones entre las variables (Fig. 24). En primera instancia permitió reconocer el grado de relación entre las mismas para ubicar aquellas que

proporcionaban información redundante. Así, se detectó en principio que las anomalías de las variables (*TA*, *V*, *U*, *TSM*, *PA* y *S*) mostraron una correlación muy alta con sus respectivas variables, lo que permitió excluirlas en el proceso de construcción de los modelos de regresión, considerando que su contribución resultaba redundante (Fig. 24 A).

Las relaciones entre variables biológicas se dieron de la siguiente forma. La frecuencia de hembras maduras se correlacionó positivamente con la longitud de primera madurez (L_{50} vs. *FHM*, $R=0.49$). La L_{50} denotó correlaciones, todas negativas, además de la *FHM*, con la biomasa ($R=-0.45$), la abundancia ($R=-0.41$) y con los reclutas ($R=-0.36$). La abundancia y el reclutamiento prácticamente denotaron un alta correlación ($R=0.98$), pero también se observó alta correlación positiva entre la abundancia y la biomasa ($R=0.66$). Los reclutas, además de la alta correlación con la abundancia, mostró correlaciones importantes con la biomasa total ($R=0.54$) y la L_{50} . Por último, la biomasa total se relacionó también con la abundancia, los reclutas y la L_{50} .

Las correlaciones entre variables biológicas con las ambientales, que son el principal interés denotaron en principio valores muy bajos. No obstante, haciendo notar la importancia de la variables ambientales con las biológicas, desde el punto de vista de sus coeficientes de correlación, se obtuvo lo siguiente: *FHM* vs *V* ($R^2=-0.41$); L_{50} vs *V* ($R^2=-0.44$), *N* vs *S* ($R^2=0.20$); *R* vs *S* ($R^2=0.18$); y *BT* vs *S* ($R^2=0.25$). De este modo, se reconoce que las variable ambientales más comunes e importantes en la relación con la magnitud de las variables biológicas estimadas fueron el índice de Surgencias (*S*) y el componente meridional (norte-sur) del viento *V*.

Entre las variables ambientales, las correlaciones efectuadas entre los índices *MEI* y *PDO* ($R^2=0.86$) denotaron correlaciones altas con el resto de las variables ambientales (*i.e.*, *TSM* vs. *MEI*, $R=0.89$; *TSM* vs. *PDO*, $R=0.84$). Otras correlaciones importantes por señalar fueron el índice de Surgencias con el

componente zonal (este-oeste) del viento (U vs. S, $R=0.82$), dada la influencia de este componente del viento para la generación de las surgencias, así como la calculada entre la temperatura ambiental y la superficial del mar (TSM vs. TA , $R=0.87$).

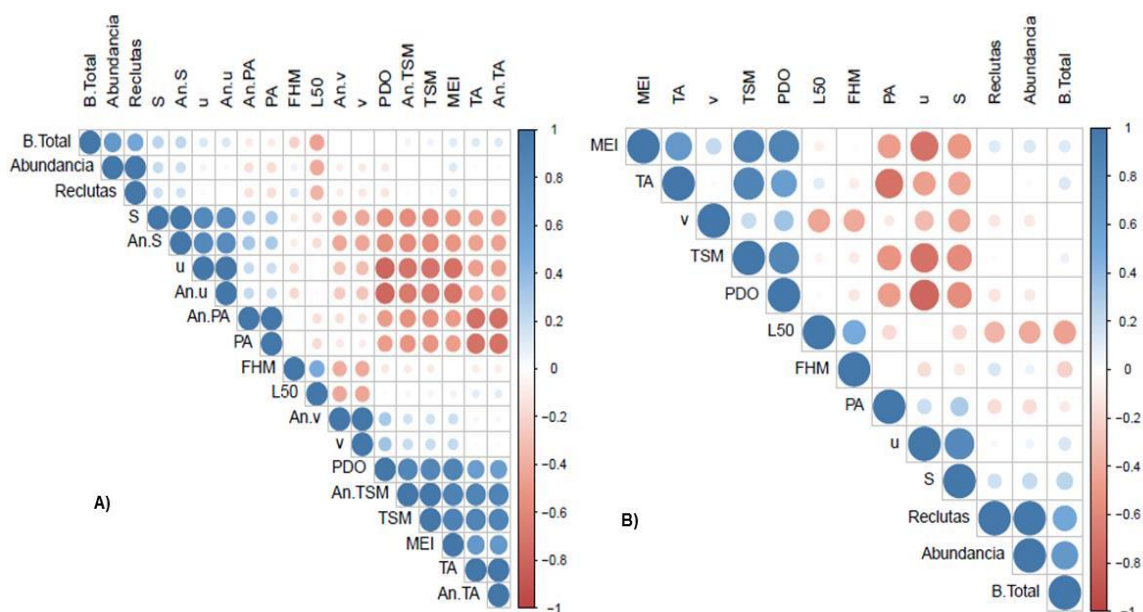


Figura 24. Matriz de correlación de las variables biológicas y ambientales. **A)** Matriz que incluye anomalías. **B)** Matriz sin anomalías. El tamaño de los círculos indica la magnitud de la correlación parcial y los colores azul y rojo indican el sentido positivo o negativo de la misma, respectivamente.

La tabla VIII presenta el desempeño de los modelos de regresión lineal múltiple ajustados, mostrando los parámetros de la regresión por cuanto a bondad de ajuste, significancia, normalidad y homocedasticidad. Para la biomasa total no se alcanzó una solución para el ajuste del modelo, mientras que para la longitud de primera madurez y la fracción de hembras maduras, el valor p del estadístico F permitió reconocer que dichos modelos no fueron resultado del azar y que al menos uno de sus coeficientes parciales fue diferente de cero. Sin embargo, los modelos para la abundancia y el reclutamiento mostraron valores p mayores a 0.05 que eventualmente permitió desestimarlos.

Tabla VIII. Estadísticos de ajuste y significancia de los modelos de regresión lineal múltiple de las variables biológicas frente a las variables ambientales en el camarón café (*F. californiensis*). Se incluyen los resultados de las pruebas de normalidad (Shapiro-Wilks) y homocedasticidad (Breusch-Pagan).

Variable	ANOVA				Estadístico F			Shapiro-Wilk		Breusch-Pagan			
	E.E.	g.l.	R ²	R ² aj.	F	g.l.	Valor-p	W	Valor-p	BP	g.l.	Valor-p	χ ² (0.05)
L50	8.32	13	0.56	0.40	3.32	5 y 13	0.038	0.93	0.15	2.96	5	0.71	11.07
FHM	0.12	14	0.67	0.58	7.22	4 y 14	0.002	0.95	0.38	2.39	4	0.66	9.49
N	1.66E+09	13	0.42	0.20	1.88	5 y 13	0.167	0.92	0.12	2.26	5	0.81	11.07
R	1.41E+09	12	0.53	0.30	2.29	6 y 12	0.104	0.97	0.75	3.94	6	0.68	12.59

E.E. - error estándar; **g.l.** - grados de libertad; **R²** - coeficiente de determinación; **R²aj.** - coeficiente de determinación ajustado; **valor-p** - valor de probabilidad; **W** -valor de la prueba Shapiro-Wilk; **BP** - valor de la prueba Breusch-Pagan; **χ²** - valor de la distribución χ² (g.l.).

7.3.1 Fracción de hembras maduras

El modelo desarrollado para la frecuencia de hembras maduras explicó el 67% de la variabilidad observada y resultó significativo ($p < 0.05$), por lo que se pudo aceptar que no es resultado del azar (Tabla VIII) y se reconoce que al menos una de las variables predictoras introducidas al modelo está relacionada con la variable de respuesta FHM (Fig. 25 C); de hecho, todos los coeficientes son diferentes de cero (Tabla VIII). El valor absoluto de los coeficientes estandarizados permitió señalar en orden de importancia las variables de influencia: presión atmosférica (PA), surgencias (S), la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO) y el tiempo (T). De las cuatro variables predictoras seleccionadas tres resultaron significativas, con excepción del índice de Surgencias (S).

El gráfico diagnóstico para determinar normalidad de los residuales probabilidad normal de los residuales (Fig. 24 A), permitió reconocer que la distribución de los errores resultaron normales, al igual que lo comprobó el valor de p de la prueba de Shapiro-Wilk (Tabla VIII). Por cuanto a la verificación de homocedasticidad de los errores, la prueba de Breusch-Pagan (Tabla VIII) dejó claro la ausencia de

heterocedasticidad en este modelo. Respecto a la colinealidad, los valores VIF mostraron que las variables *PA*, *S*, *PDO* pueden tener colinealidad a tener en cuenta ($5 < \text{VIF} < 10$), mientras que la variable *T* denotó cierta colinealidad ($1 < \text{VIF} < 5$). No obstante, los valores de tolerancia no mostraron colinealidad si se considera que los límites recomendables están entre 1 y 0.1 (Tabla IX). El modelo de regresión múltiple resultante es: $\text{FHM} = 328.053 - (\text{PA} * 0.265) - (\text{S} * 0.003) - (\text{PDO} * 0.128) - (\text{T} * 0.029)$.

Tabla IX. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la fracción de hembras maduras (FHM) de camarón café (*F. californiensis*).

Variable	ANOVA Variables directas				ANOVA Variables estandarizadas				Colinealidad	
	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	VIF	Tolerancia
PA	-0.265	0.098	-2.700	0.017	-0.625	0.231	-2.702	0.017	5.2	0.19
S	-0.003	0.002	-2.120	0.052	-0.181	0.085	-2.124	0.052	7.1	0.14
PDO	-0.128	0.043	-2.968	0.010	-0.143	0.048	-2.969	0.010	9.2	0.11
T	-0.029	0.006	-5.152	0.000	-0.029	0.006	-5.156	0.000	2.4	0.42
B₀	328.053	105.318	3.115	0.008	-	-	-	-	-	-

Por otra parte, las estimaciones de la *FHM* mediante el modelo alrededor de los valores observados (Fig. 25 B) mostraron una distribución con tres intervalos de *FHM* distribuidos alrededor de: 0.34–0.48, 0.64–0.74 y 0.9, los cuales estarían denotando tres “niveles” o “estados” del proceso de madurez reproductiva (Fig. 24 A). Por otra parte, la figura 25 C muestra la dispersión de las estimaciones de *FHM* respecto a los valores observados por temporada de captura, en donde se observa en general que los valores más elevados de *FHM* se encuentran al principio de la serie de tiempo y los más bajos en la etapa final de dicha serie. No obstante, valores intermedios ocurren a lo largo de toda la serie.

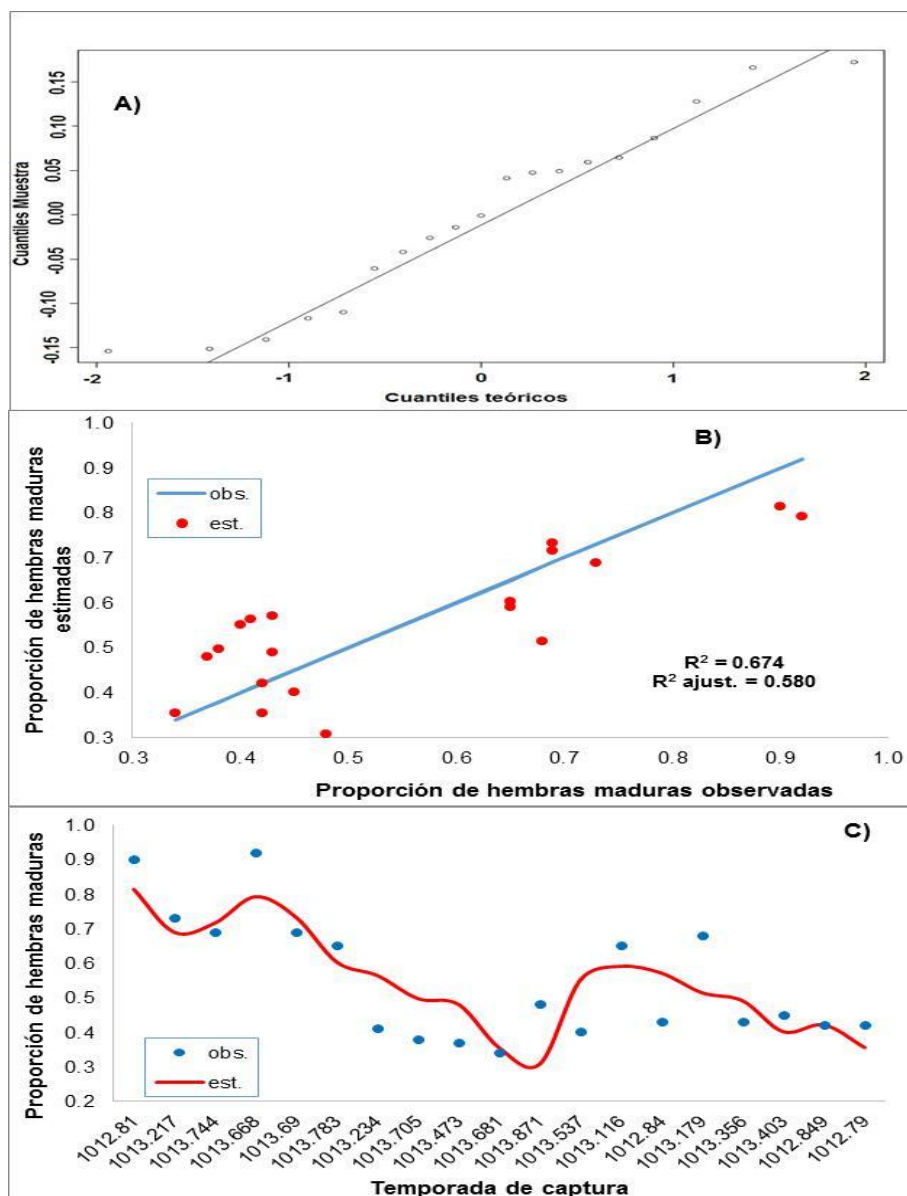


Figura 25. Estimación de la fracción de hembras maduras (*FHM*) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** fracción de hembras maduras estimadas frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** Fracción de hembras maduras por temporada de captura.

Respecto a los efectos de las variables predictoras en el modelo (Fig. 26) se observa que todos ellos son de tipo negativo, en donde a mayor valor de la variable independiente la *FHM* disminuye (Tabla IX). Es importante resaltar la

tendencia temporal negativa observada para la fracción de hembras maduras respecto a las variables consideradas. Es de hacer notar también, que la incertidumbre en los estimados de la *FHM* debido a las surgencias (*S*) fue muy amplia, por lo que la significancia de esta variable no fue importante, aunque el margen resultante fue muy pequeño ($p=0.052$).

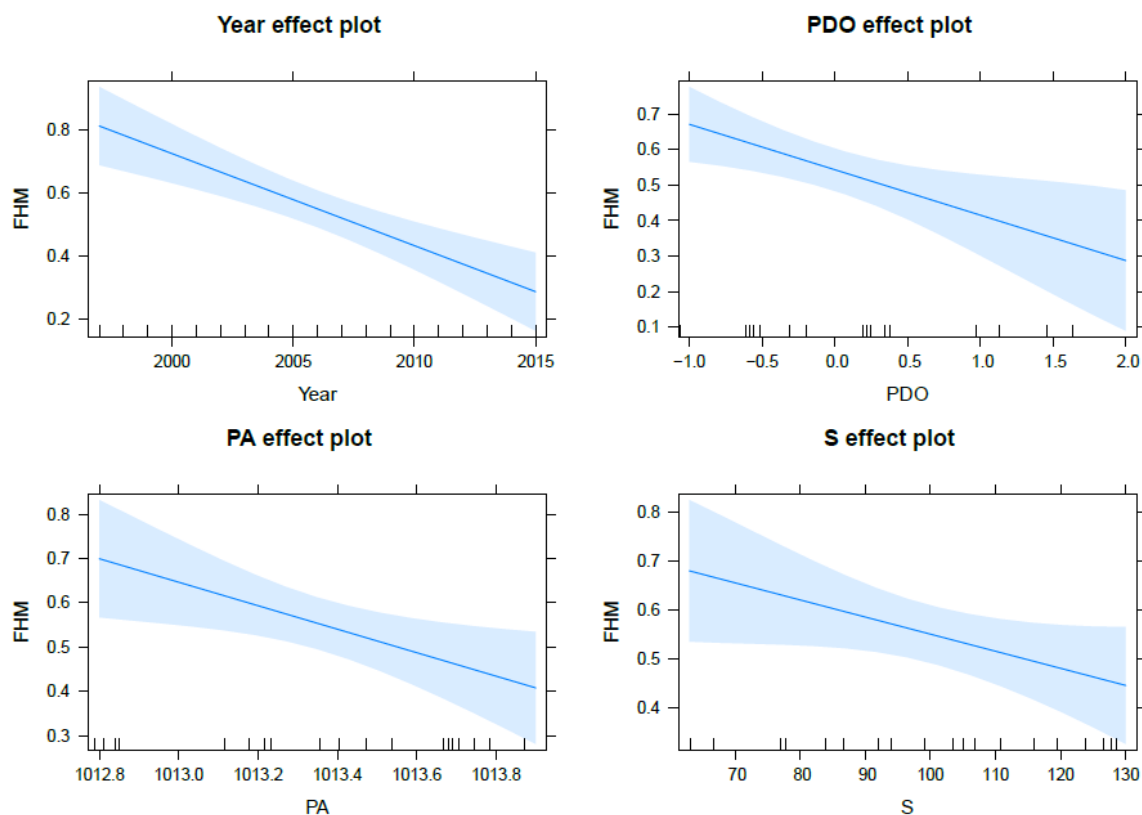


Figura 26. Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple de la fracción de hembras maduras (*FHM*). Efecto del tiempo (*Year*), del índice de Oscilación Decadal del Pacífico (*PDO*), presión atmosférica (*PA*), e Índice de Surgencias (*S*). Las líneas verticales a lo largo de la abscisa denotan la frecuencia de las observaciones.

7.3.2 Longitud de Primera Madurez

El modelo desarrollado para la L_{50} explicó el 56% de la variabilidad observada y el valor de p obtenido fue significativo ($p<0.05$), por lo que se puede aceptar que no

es resultado del azar (Fig. 27 C; Tabla VIII) y reconoce que al menos una de las variables predictoras introducidas al modelo está relacionada con la variable de respuesta L_{50} ; de hecho, todos los coeficientes son diferentes de cero (Tabla X). El valor absoluto de los coeficientes estandarizados (Tabla X) permite señalar en orden de importancia las variables de influencia: componente meridional del viento, norte-sur (V), componente zonal del viento (U), Índice de surgencias (S), temperatura superficial del mar (TSM), y la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO). De las cinco variables predictoras seleccionadas dos resultaron significativas (V y S) y tres no significativas (U , TSM y PDO). Las variables U y PDO se ubican en el margen de aceptación ($p \leq 0.05$), y la TSM de plano se podría excluir del modelo dada su baja significancia ($p > 0.05$). De tal forma que el modelo de regresión múltiple establecido es: $L_{50} = 279.64 - (V * 22.41) + (U * 27.42) - (S * 0.58) - (TSM * 8.34) + (PDO * 9.99)$.

Tabla X. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la longitud de primera madurez (L_{50}) de camarón café (*F. californiensis*).

Variable	ANOVA Variables directas				ANOVA Variables estandarizadas				Colinealidad	
	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	VIF	Tolerancia
V	-22.41	6.16	-3.64	0.00	-33.74	9.28	-3.64	0.00	1.5	0.7
U	27.42	14.07	1.95	0.07	31.95	16.44	1.94	0.07	6.9	0.1
S	-0.58	0.19	-3.07	0.01	-29.98	9.79	-3.06	0.01	14.4	0.1
TSM	-8.34	5.03	-1.66	0.12	-22.25	13.54	-1.64	0.12	4.8	0.2
PDO	10.00	5.27	1.90	0.08	11.18	5.91	1.89	0.08	5.8	0.2
β_0	279.64	117.79	2.37	0.03	161.90	1.98	81.83	0.00	-	-

El gráfico diagnóstico para determinar normalidad de los residuales probabilidad normal de los residuales (Fig. 27 A), permitió estimar que los errores tienen una distribución normal, aunque en los valores más altos de los cuantiles estimados cuatro puntos denotaron cierto distanciamiento de la normalidad. De hecho en la figura 27 B se observa que estos valores se encontraron entre los mayores valores de L_{50} observados. No obstante, de manera global las pruebas de Shapiro-Wilk

($p=0.152$) y Breusch-Pagan ($p>0.05$) señalan normalidad y homocedasticidad en los residuales del modelo para la longitud de primera madurez (Tabla VIII). Respecto a la colinealidad, los valores VIF mostraron que las variables V y TSM ($1<VIF<5$) denotan cierta colinealidad, mientras que para las variables U y PDO ($5<VIF<10$) la colinealidad resulta preocupante, y el índice de surgencias mostró un valor alto de VIF (14.4) denotando franca colinealidad. Al parecer ésta fue debida a la confluencia con la variable U , con la cual ya se había mencionado una alta correlación (0.82) entre ellas. Aun así, el valor de Tolerancia estimado (Tabla X) permite estos valores de colinealidad (0.1 – 1.0).

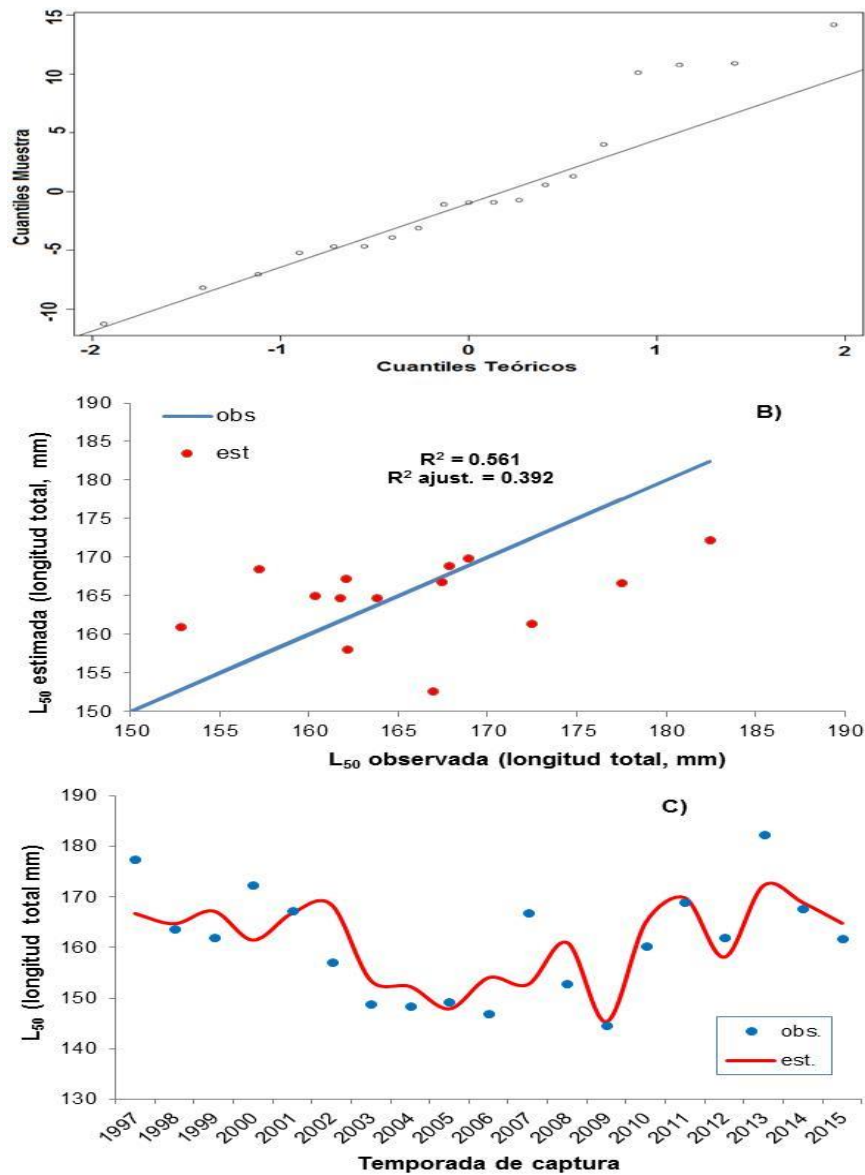


Figura 27. Estimación de la longitud de primera madurez (L_{50}) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** longitud de primera madurez estimada frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** longitud de primera madurez por temporada de captura.

Respecto a los efectos de las variables predictoras en el modelo (Fig. 28) se observó que la relación individual con la variable de respuesta es positiva para la *PDO* y el componente zonal del viento, este-oeste (*U*). En tanto que para las

variables de la temperatura del mar (*TSM*), componente meridional del viento, norte-sur (*V*), y el índice de surgencias (*S*) fue negativa. Se advirtió en este modelo la influencia de la distribución de las observaciones a lo largo del eje de las abscisas, lo que incidió en la incertidumbre de los valores estimados mientras que en la figura 28 se reconoce en la amplitud del área sombreada alrededor del estimado que corresponde a su error estándar.

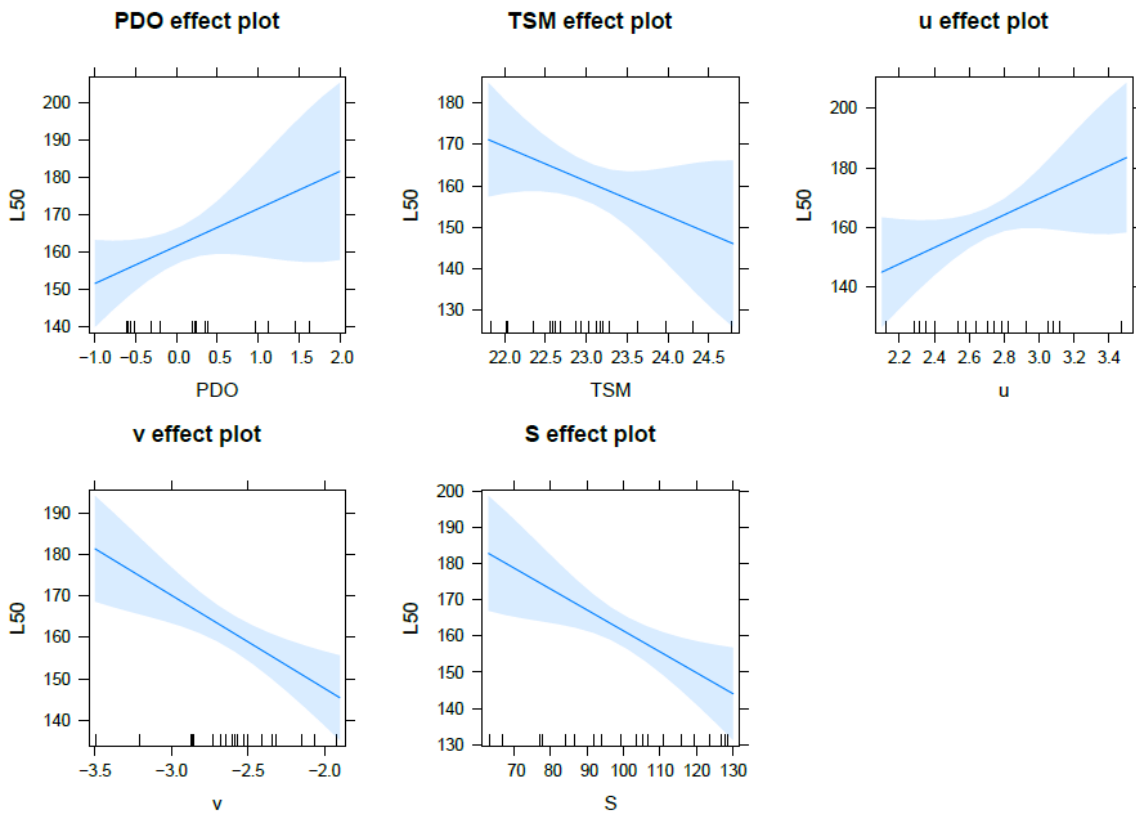


Figura 28. Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple de la longitud de primera madurez (L_{50}). Oscilación Decadal del Pacífico (*PDO*), temperatura superficial del mar (*TSM*), componente zonal del viento, este-oeste (*U*), componente meridional del viento, norte-sur (*V*), e Índice de Surgencias (*S*).

7.3.3 Reclutamiento

El modelo desarrollado para los reclutas pudo explicar el 53 % de la variabilidad observada; sin embargo, no se encontró significativo ($p > 0.05$), por lo que no se pudo aceptar dicho modelo (Tabla VIII). Después del proceso de selección de variables mediante el *stepwise* se intentó excluir algunas variables con el fin de alcanzar un modelo que globalmente fuera significativo, pero no fue posible mejorar la bondad de ajuste y su significancia. De hecho, el modelo aquí presentado es el que obtuvo el coeficiente de determinación más alto y el menor valor de p (Fig. 29 C).

Tabla XI. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para los Reclutas (R) de camarón café (*F. californiensis*).

Variable	ANOVA Variables directas				ANOVA Variables estandarizadas				Colinealidad	
	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	VIF	Tolerancia
PA	-5.69E+09	1.83E+09	-3.116	0.009	-1.34E+10	4.32E+09	-3.112	0.009	5.5	0.18
U	-7.99E+09	2.87E+09	-2.786	0.016	-9.31E+09	3.36E+09	-2.771	0.017	10.5	0.10
TSM	3.04E+09	1.72E+09	1.765	0.103	8.25E+09	4.68E+09	1.762	0.103	35.8	0.03
S	9.17E+07	3.31E+07	2.773	0.017	4.75E+09	1.72E+09	2.762	0.017	5.4	0.18
PDO	-3.32E+09	1.09E+09	-3.043	0.010	-3.73E+09	1.23E+09	-3.037	0.010	8.9	0.11
TA	-3.09E+09	1.58E+09	-1.954	0.074	-3.23E+09	1.65E+09	-1.958	0.074	20.4	0.05
B ₀	5.71E+12	1.83E+12	3.113	0.009	-	-	-	-	-	-

El modelo incluye 6 variables predictoras, las cuales se presenta en orden de importancia de acuerdo a las estimaciones mediante las variables estandarizadas (Tabla XI). Las variables que mostraron además un nivel de significancia bajo, indicando su nula contribución al modelo fueron *TSM* y *TA*. Las variables *PA*, *U*, *S*, y *PDO* denotaron valores significativos que eventualmente pueden contribuir en la explicación de la variabilidad. El gráfico diagnóstico para determinar normalidad de los residuales (Fig. 29 A) y los tests de Shapiro-Wilk ($p=0.75$) y Breusch-Pagan

($X^2_{BP} = 3.94 \leq 12.59$) comprobaron la normalidad de los errores y la ausencia de heterocedasticidad (Tabla VIII). Las variables *U*, *TSM* y *TA* mostraron valores de VIF mayores a 10 y valores de Tolerancia ≤ 0.1 , lo que implica alta colinealidad. El modelo de regresión múltiple establecido es: $R = 5.707+12 - (PA * 5.687E+09) - (U * 7.994E+09) + (TSM * 3.039E+9) + (S * 9.173E+7) - (PDO * 3.323E+9) - (TA * 3.093E+09)$.

Las estimaciones del reclutamiento mediante el modelo de regresión múltiple alrededor de los valores observados (Fig. 26 B) mostraron una distribución en la cual la mayoría de las observaciones se ubican en las magnitudes más bajas ($7.5 E+07 - 2.1E+09$ individuos). Los reclutas por encima de los valores anteriores fueron escasos, pero definieron la tendencia del modelo para las magnitudes grandes.

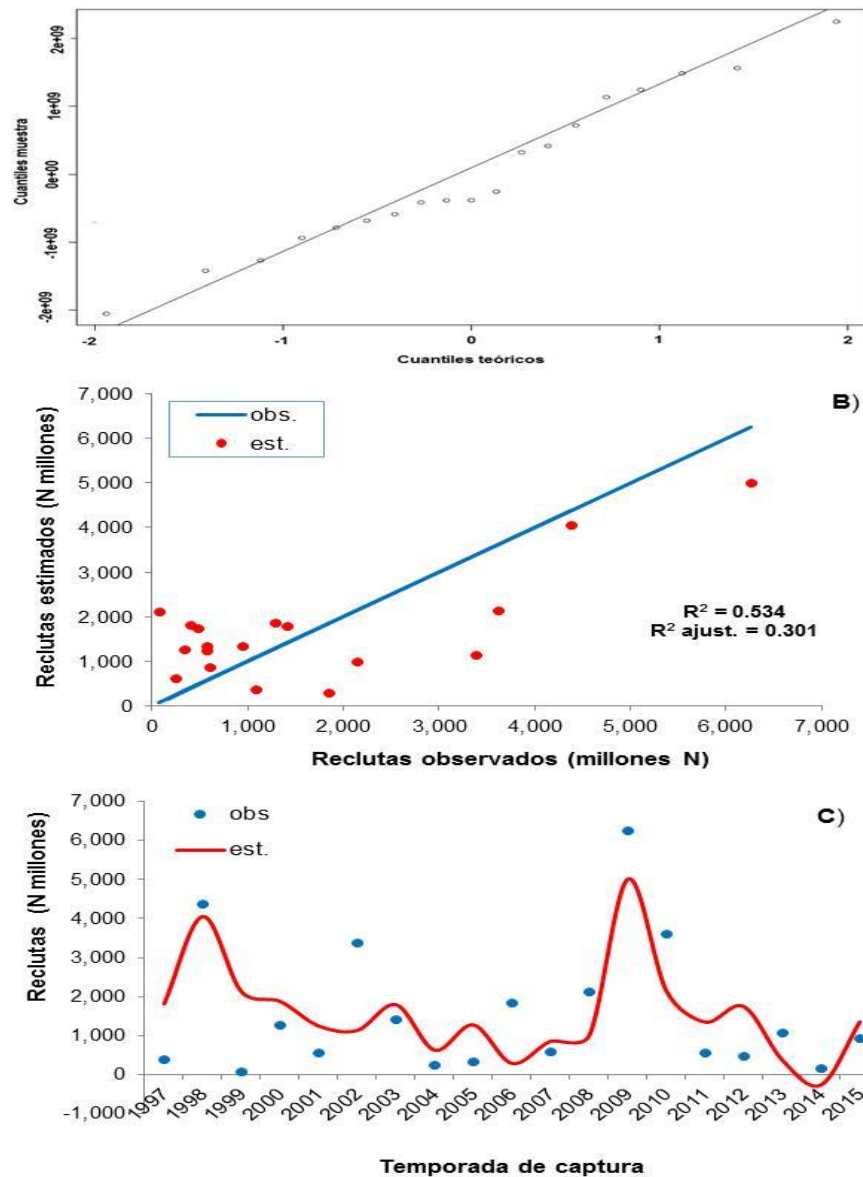


Figura 29. Estimación de la magnitud de Reclutas (R) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** reclutas estimados frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** número de reclutas por temporada de captura.

La relación independiente de las variables predictoras con el reclutamiento mostró una relación positiva para las variables TSM y S, siendo las demás de tipo negativa (Fig. 30). Para todas las variables la incertidumbre alrededor de la

variable de respuesta fue estrecha en un margen muy limitado del rango de valores de las variables predictoras, haciéndose muy amplio hacia los extremos de las mismas.

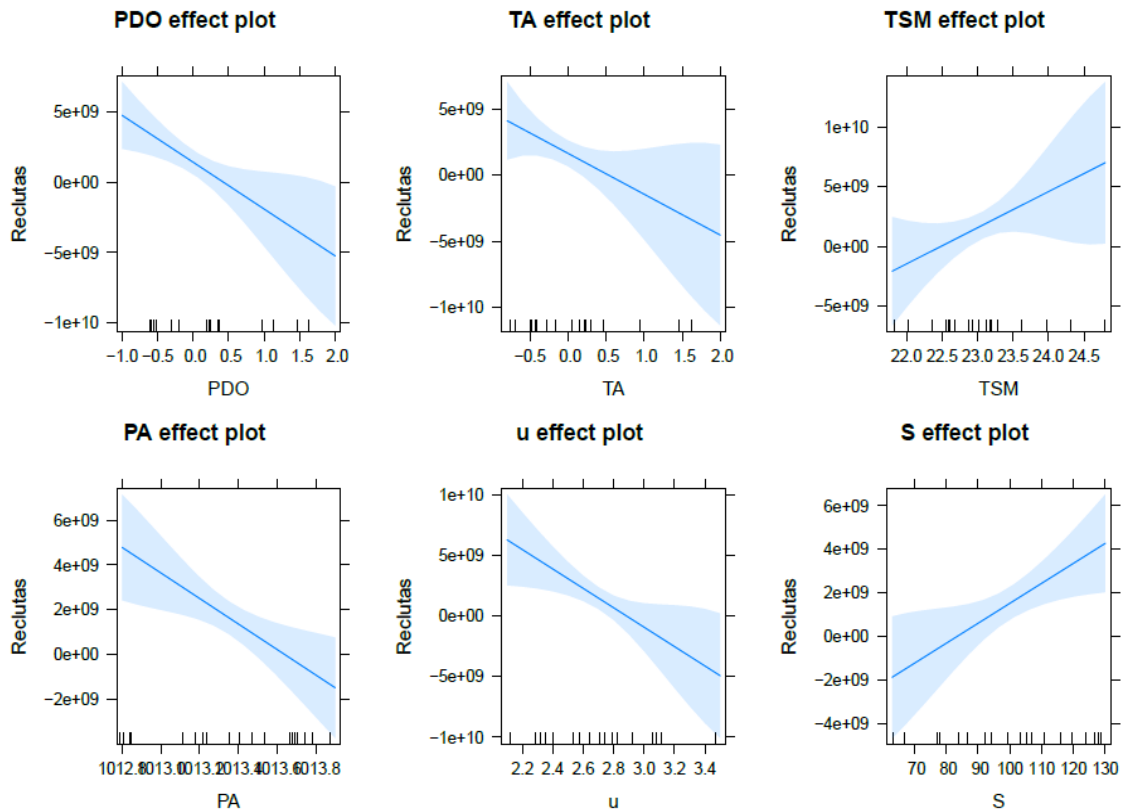


Figura 30. Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple para la magnitud de Reclutas (R). Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), temperatura ambiente (TA), temperatura superficial del mar (TSM), presión atmosférica (PA), componente zonal del viento, este-oeste (U), e Índice de Surgencias (S).

7.3.4 Abundancia

De manera similar que con el reclutamiento, el modelo construido para la abundancia alcanzó a explicar sólo el 42% de la variabilidad, el más bajo de los cuatro modelos construidos y el valor de p estimado para el modelo global ($p > 0.05$) no permitió aceptarlo como válido (Tabla VIII). De las cinco variables

predictoras seleccionadas, sólo la correspondiente al *PDO* mostró un valor significativo (Tabla XII).

Tabla XII. Coeficientes parciales, bondad de ajuste, significancia y colinealidad estimadas para el modelo con y sin estandarización de las variables predictoras del modelo de regresión lineal múltiple para la magnitud de la Abundancia (N) de camarón café (*F. californiensis*).

Variable	ANOVA Variables directas				ANOVA Variables estandarizadas				Colinealidad	
	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	Coef.	E.E.	Valor-t	Pr(> t)	VIF	Tolerancia
U	-6.37E+09	3.44E+09	-1.850	0.087	-7.42E+09	4.03E+09	-1.842	0.088	15.1	0.07
PA	-2.82E+09	1.55E+09	-1.818	0.092	-6.62E+09	3.65E+09	-1.812	0.093	2.2	0.45
S	8.11E+07	3.94E+07	2.056	0.060	4.21E+09	2.05E+09	2.050	0.061	6.9	0.15
PDO	-2.68E+09	1.09E+09	-2.465	0.028	-3.01E+09	1.22E+09	-2.460	0.029	7.7	0.13
MEI	1.46E+09	1.13E+09	1.294	0.218	1.46E+09	1.13E+09	1.292	0.219	6.5	0.15
B₀	2.87E+12	1.58E+12	1.820	0.092	-	-	-	-	-	-

El modelo alcanzó a superar las pruebas de normalidad y homocedasticidad, e inclusive, con excepción de la variable *U*, fue posible aceptar los valores de colinealidad para el resto de las variables. Aunque bien se puede observar en la figura 31 A, que la dispersión al inicio y al final alrededor de la línea del gráfico diagnóstico para determinar normalidad de los residuales no fue del todo homogénea, pero al parecer una cantidad suficiente de observaciones al centro del intervalo que cubre la línea recta de cuantiles teóricos dieron lugar a aceptar la normalidad y homocedasticidad de los residuales. Al igual que con el modelo de los reclutas, se observó una elevada cantidad de observaciones de reclutas en las magnitudes bajas (Fig. 31 B). El modelo de regresión múltiple establecido es: $N = 2.867E+12 - (U * 6.365E+09) - (PA * 2.819E+09) + (S * 8.106E+07) - (PDO * 2.682E+09) + (MEI * 1.455E+09)$

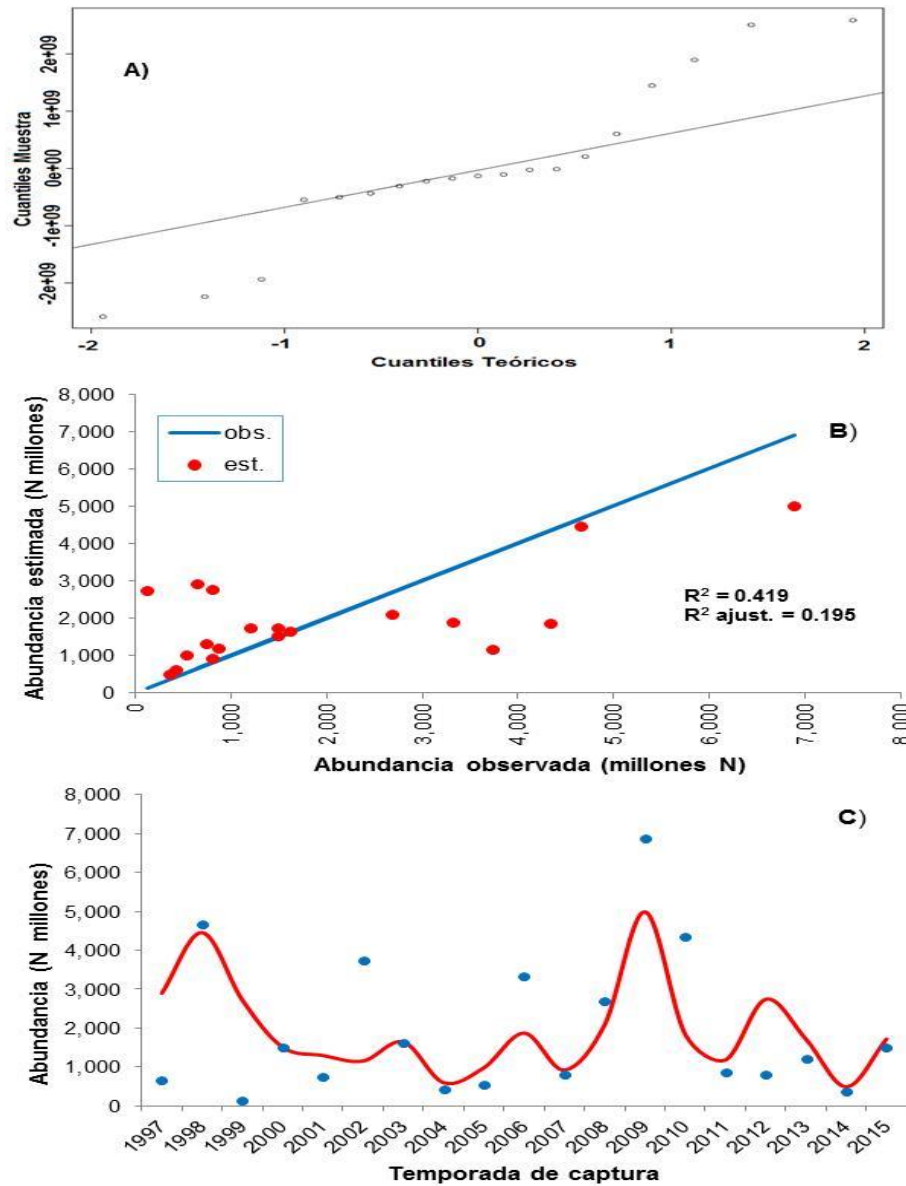


Figura 31. Estimación de la magnitud de la abundancia (N) de camarón café (*F. californiensis*), mediante el modelo de regresión múltiple. **A)** Cuantiles de la distribución de la muestra de datos vs. los cuantiles normalizados; **B)** abundancia estimada frente a la línea de reemplazo definida por los datos observados; **C)** magnitud de la abundancia por temporada de captura.

Por cuanto a los efectos parciales de las variables predictoras e independiente de su baja significancia, excepto la PDO ($p < 0.05$), es de hacer notar que la selección de las variables MEI y PDO permitió distinguir el sentido de la influencia de ellas

sobre la variable de respuesta. Esto es, el MEI tiene un efecto positivo sobre la abundancia, mientras que con la PDO es opuesta (Fig. 32). La PA y el componente zonal del viento, este-oeste (U) denotaron una función inversa con la abundancia, mientras que fue positiva respecto al Índice de Surgencias (S).

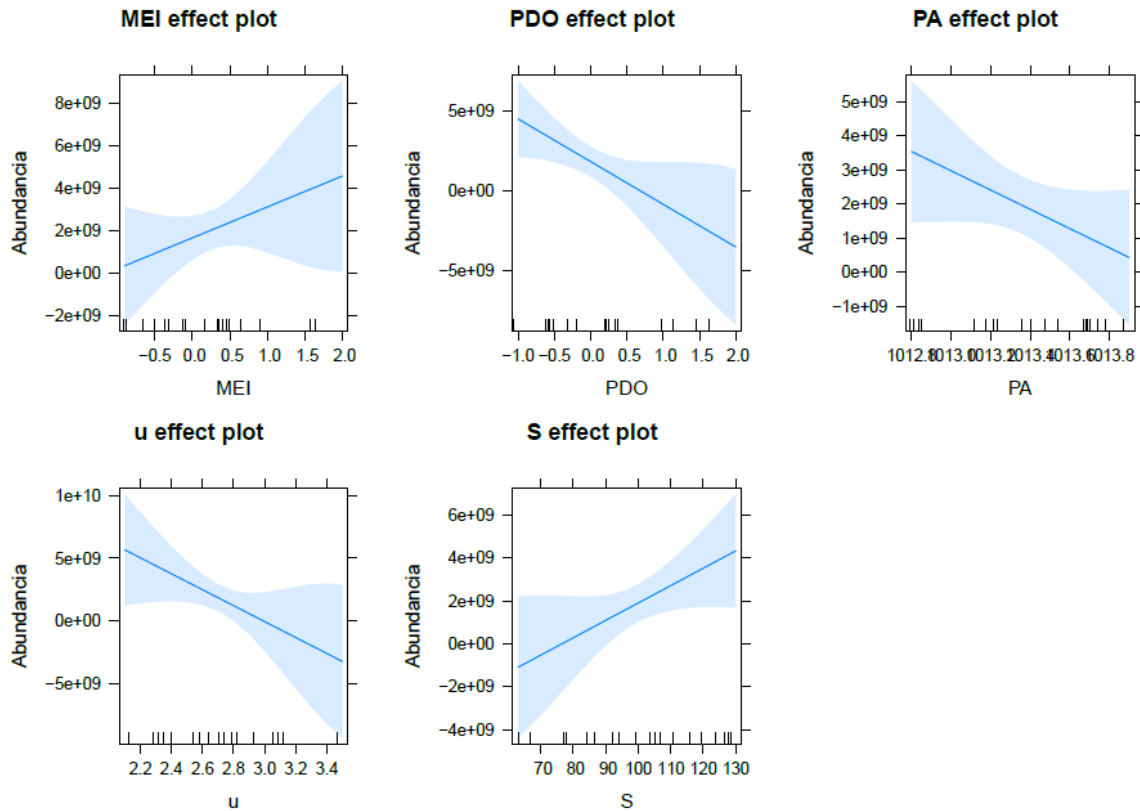


Figura 32. Efectos parciales de las variables predictoras en el modelo de regresión múltiple para la Abundancia (N). Índice Multivariado ENSO (MEI), Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), presión atmosférica (PA), componente zonal del viento, este-oeste (U), e Índice de Surgencias (S).

Finalmente, respecto a la pertinencia e influencia de las variables ambientales consideradas en el análisis y construcción de los modelos ambientales, se tiene en primer lugar a la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), el cual se incluye en los cuatro modelos desarrollados y que se valoró como significativo en todos ellos; de forma negativa en todos, excepto para la longitud de primera madurez. La presión atmosférica formó parte de manera significativa en el modelo de la fracción de

hembras maduras y el reclutamiento, y se encontró en el modelo de la abundancia, aunque no fue significativo su efecto; en todos los casos su influencia fue negativa. El índice de surgencias también fue una variable importante en el modelo de la longitud de primera madurez (negativa) y el reclutamiento (positiva), mientras que en el modelo de la abundancia (positiva) no fue significativo. El tiempo fue una variable significativa (negativa) en el modelo de la fracción de hembras maduras, al denotar su descenso a lo largo de la serie de tiempo. El Índice Multivariado ENSO (*MEI*) no fue significativo en ningún caso, pero fue seleccionado en el modelo de la abundancia de forma positiva. El componente zonal del viento U (este-oeste) fue significativo en el modelo de reclutamiento, y se encontró también en el modelo de la abundancia, en ambos casos de forma negativa. Por último, el componente meridional del viento V (norte-sur) sólo fue incluido en el modelo de la longitud de primera madurez, con influencia significativa y negativa.

A efectos de apoyar la validación de la condición de homocedasticidad de los diferentes modelos de regresión lineal múltiple implementados, se elaboraron los gráficos (incluyendo el modelo para la biomasa total) para evaluar la constancia de los residuos a lo largo del rango de observaciones (Fig. 33), en la cual se muestran los residuos, su tendencia y el error de la estimación en cada modelo de regresión establecido. Ya anteriormente se señaló, mediante la prueba de Breusch-Pagan (Tabla VIII) que todos los modelos denotaron ausencia de heterocedasticidad. Sin embargo, los datos observados en esta figura denotan que no todos los modelos constituyen el típico ejemplo de ausencia de patrones específicos de dispersión, que implicaría que la variabilidad es dependiente del valor ajustado y por lo tanto no hay homocedasticidad. No obstante, los gráficos permitieron identificar valores atípicos en cada uno de los modelos, particularmente los que se encuentran por fuera del rango de error de estimación.

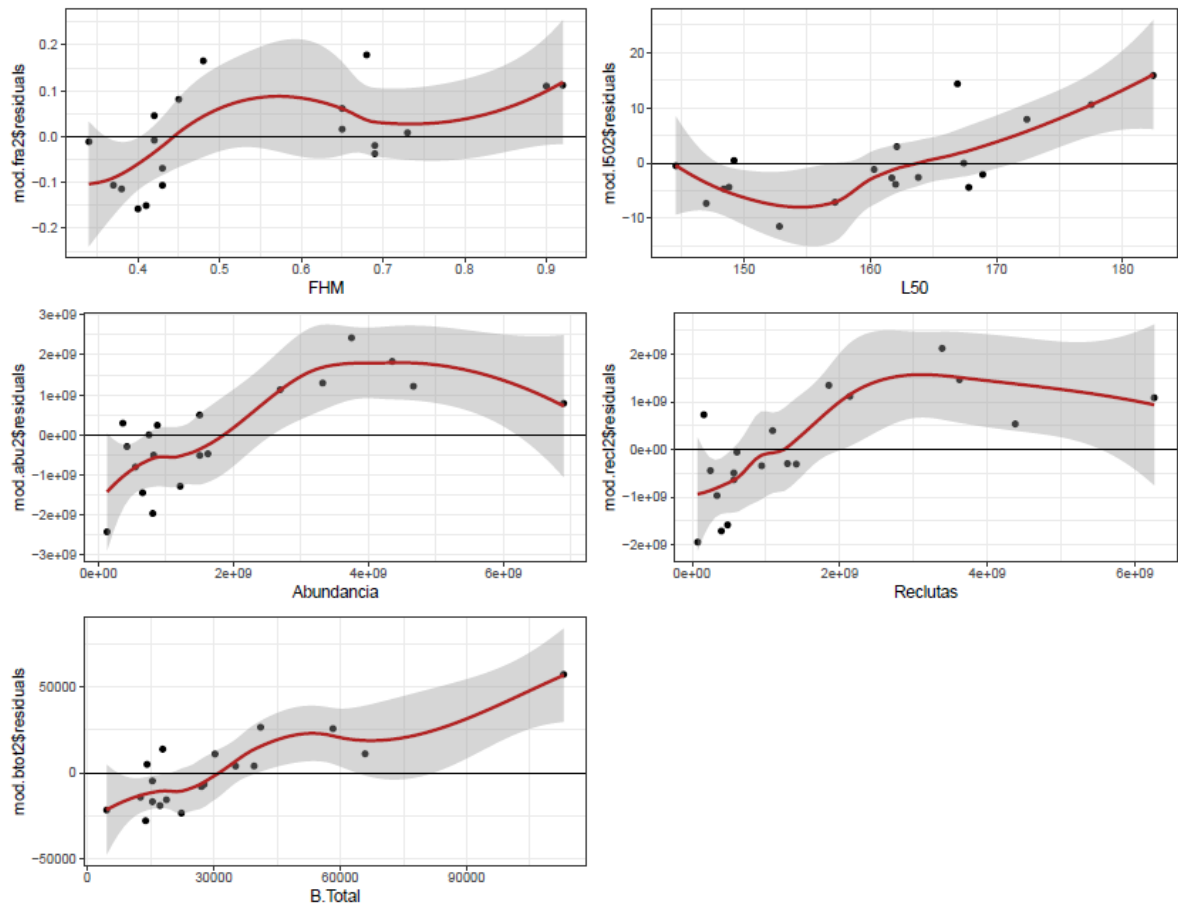


Figura 33. Residuales de los modelos de regresión múltiple: fracción de hembras maduras (FHM), longitud de primera madurez (L_{50}), abundancia (N), reclutas (R), y biomasa total (BT).

7. DISCUSIÓN

Con relación a la evaluación cuantitativa del proceso reproductivo, durante el periodo de estudio todas las hembras de camarón café entre 55 y 110 mm LT se encontraron inmaduras; sin embargo, se observaron hembras maduras e inmaduras en longitudes entre 115 y 250 mm LT. La mayor parte de las hembras maduras observadas se encontraron entre 160 y 200 mm LT. Para el sistema lagunar de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., además de reconocerse que existe actividad reproductiva todo el año, se identificó que el pico de desove ocurre entre abril y septiembre.

Las dos variantes del modelo logístico evaluado emplearon diferentes opciones para la asíntota ρ_t : $0 < \rho_t \leq 1$ y $\rho_t = 1$. Éstas comparten las mismas propiedades matemáticas al ser simétricas alrededor de un punto de inflexión; los parámetros β_t y α_t denotan la pendiente y la intersección de la curva, respectivamente, y L_{50} representa la longitud de primera madurez bajo los dos enfoques asumidos en este estudio.

Estudios previos ya habían propuesto la incorporación de una asíntota menor a la unidad (Lysack 1980; Quinn y Deriso, 1999; Schnute y Richards, 1990). El modelo con $\rho_t = 1$ produjo una pendiente más suave y la intersección en el eje de las abscisas (X) ocurrió en tallas más pequeñas, indicando que la talla al inicio de la madurez es más pequeña, incluso negativa, consolidándose como no informativa. Cuando $0 < \rho_t \leq 1$, la tasa de cambio de inmadurez a madurez (β_t) es más rápida respecto a $\rho_t = 1$ ya que el intercepto (α_t) y la asíntota (ρ_t) incorporan un mayor número de datos observados al ajuste, evitando la subestimación de α_t y β_t . En resumen, el modelo logístico de 2 parámetros ($\rho_t = 1$) es incapaz de representar los datos observados de madurez en tallas pequeñas y mayores, debido a que la asíntota se encuentra anclada y a que los parámetros α_t y β_t son subestimados. El modelo logístico de 3 parámetros fue el mejor modelo candidato al explicar la variabilidad de los datos de madurez a lo largo de la serie de tiempo, con

excepción de los años 1997 y 2013. Para estos años las proporciones de madurez observadas tendieron hacia tallas grandes y cercanas a la unidad. La asíntota estimada con este modelo denotó además una tendencia decreciente, con picos durante 1997, 2000, 2009 y 2011.

Dado que el modelo logístico de 3 parámetros fue el mejor modelo para la serie de datos analizada, el valor máximo del parámetro β_t (0.37) fue estimado en el 2005. De 1997 hasta 2004, ambos parámetros se incrementaron, y de 2005 a 2015 decrecieron. Comparativamente, los parámetros α_t y β_t del modelo de 2 parámetros variaron erráticamente con varios picos (1996, 2000, 2007, 2011, y 2104) y una tendencia decreciente. Los patrones temporales de L_{50} y las proporciones de hembras maduras encontradas en este estudio no pueden ser comparados con reportes previos para ninguna especie de camarón del Pacífico mexicano ya que utilizan un modelo de 2 parámetros. Incluso, los estimados provistos en estudios previos mediante modelos de 2 parámetros son limitados debido a que se basan en análisis temporales cortos y sobre escalas regionales amplias (Aragón-Noriega y Alcántara-Razo, 2005; Leal-Gaxiola *et al.*, 2001).

La estimación mediante el uso de un modelo de 3 parámetros no solo conduce a una mejor representación de los datos observados, también ofrece una estimación de parámetros confiable con claro sentido biológico. La importancia de resaltar el modelo logístico de 3 parámetros sobre el modelo de 2 parámetros es que reconoce la variabilidad interanual de la tasa de madurez (β_t), indicando que la tasa de cambio de un estadio inmaduro a maduro ocurre en tallas más pequeñas. También permitieron determinar que las proporciones de madurez denotan alta variabilidad y que no todas las hembras maduras desovan cada año. De igual forma, los estimados de L_{50} mediante el modelo de 3 parámetros fueron menores a los correspondientes estimados con el modelo de 2 parámetros, evitando así la sobrestimación de esta cantidad de gran importancia en los esquemas de manejo pesquero.

El desempeño de los dos modelos de madurez analizados indicó dos diferentes esquemas demográficos para explicar la dinámica reproductiva del camarón café, con probables implicaciones para su historia de vida. En el estudio cuantitativo del proceso reproductivo, uno de los hallazgos más relevantes para la población, mediante el modelo de 3 parámetros, fue la identificación de una tendencia temporal negativa en las proporciones de hembras maduras.

Las posibles causas asociadas con la tendencia decreciente en la fracción de hembras maduras en la población a lo largo del tiempo pueden ser diversas y de las cuales sólo la parte ambiental es evaluada en este trabajo, y que es discutida posteriormente. Pero también se pueden encontrar las siguientes: (1) La presión de pesca: una alta intensidad de pesca puede inducir cambios negativos en la temporalidad de la madurez de las hembras de camarón café, considerando que las hembras de tallas más grandes son más proclives a la explotación antes de alcanzar el desove. De hecho, en la pesquería de camarón café de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., las hembras constituyen una fracción más importante que los machos por intervalo de longitud, una vez alcanzada la talla de primera captura; así, la mortalidad por pesca puede afectar la fracción de hembras maduras, así como el número efectivo de hembras maduras, la fecundidad potencial, la talla de primera madurez y el reclutamiento (Hutchings 2005; Law, 2000). (2) Desove omitido: esta teoría sugiere una potencial respuesta plástica de las hembras a bajos niveles de energía almacenada o a inadecuadas condiciones ambientales, que motivan en las especies la cancelación de la producción de huevos hasta que una mejor situación fisiológica o favorables circunstancias ambientales se presenten (Lowerre-Barbieri *et al.*, 2011; Rideout *et al.*, 2005; Rideout y Tomkiewicz, 2011). (3) Plasticidad fenotípica. De acuerdo con Heino *et al.* (2002) bajo diferentes condiciones de crecimiento la norma de reacción de la maduración describe la verosimilitud, dependiente de la edad y talla, de que un individuo inmaduro progrese a la maduración durante una temporada. La norma de reacción de la maduración puede ser útil para el análisis de cambios en la

longitud promedio de madurez sobre todo a partir de la perspectiva de potenciales cambios genéticos inducidos por la pesca comercial de largo plazo (Morita y Fukuwaka, 2007).

Las diferentes tasas anuales de madurez serán útiles para la explicación de la variabilidad de la abundancia, fecundidad y reclutamiento. En este sentido, las implicaciones de la tendencia de declinación en la fracción de hembras maduras de *F. californiensis* deben ser adicionalmente revisadas para hacer las recomendaciones pertinentes que permitan mejorar el manejo de las poblaciones sujetas a explotación.

Para el modelo CASA es importante el cálculo de los parámetros de la función de selectividad que correspondan con los datos de captura observados, a fin de reducir el error en los restantes procesos biológico pesqueros involucrados en la estimación de la abundancia. Se encontró variación en los parámetros de la función gamma de selectividad a lo largo de las temporadas de captura. Se distinguió una tendencia cíclica temporal descendente de S_{50} , con varios picos de S_{50} en la serie, siendo el más alto de 163 mm-LT y separados entre ellos por un lapso de entre 2 a 5 años.

La variación observada puede obedecer en primera instancia a factores ligados al arte de pesca; la fabricación de las redes es artesanal, que implica variaciones de los estándares establecidos legamente. También puede deberse a la eficiencia de trabajo individual de pesca dada por las variaciones en la experiencia y grado de tecnificación de la operación de pesca (uso de dispositivos de geoposicionamiento); y también debido a variaciones en la operación en diferentes zonas de trabajo. El desplazamiento del punto de intersección (S_{50}) en el eje de la longitud implica también variaciones de la longitud de captura más pequeña. Lo que trae consigo el razonamiento de que estos cambios pueden ser debidos también a variaciones en el reclutamiento, reconociendo las variaciones en la disponibilidad de individuos pequeños en la población; de hecho, debe haber

confluencia en la diversidad de causas arriba señaladas. Sin embargo, la ventaja de modelo es que calcula las variaciones interanuales de los parámetros de selectividad, lo que permite registrar con mayor certeza las variaciones en el reclutamiento y en la estructura (de tallas) de la población, asignando el peso correspondiente a cada proceso para la estimación de la abundancia.

Los valores correspondientes a los parámetros de crecimiento (K y L_{∞}) y mortalidad natural (M) fueron comparados con los valores reportados en la literatura (Tabla I). De esta forma, se contó con un intervalo reestimado de K (0.5-2.3, con media = 1.3) y de M (0.6 - 1.6, media = 1.1). El rango de M utilizado se encontró dentro del reportado para el Pacífico mexicano. Respecto a los valores de K , el valor mínimo aquí presentado se encontró por debajo del rango reportado para el Pacífico mexicano. Mientras que para la longitud asintótica, L_{∞} , los extremos del rango estimado (222 – 258, media = 237 mm LT) se encontraron por debajo y por encima de los valores reportados en la literatura, aunque la media se ubicó en el rango reportado.

Luego de la incorporación de los parámetros de crecimiento del modelo von Bertalanffy como parámetros conocidos, la reestimación de K al final del proceso de optimización, arrojó en casi todas las temporadas valores marginales con cambios pocos importantes. Tanto K como ϕ mostraron variaciones de corta periodicidad (entre uno y dos años), mientras que para la longitud asintótica sus oscilaciones fueron más pausadas (entre 1 y 4 años), indicando que el coeficiente de crecimiento es más variable que la longitud asintótica como ya lo había registrado López-Martínez (2000) para esta especie en las costas de Sonora. La aparente correlación negativa entre los parámetros de crecimiento a lo largo del periodo de estudio es consistente con otros hallazgos mediante el uso del modelo de von Bertalanffy de forma convencional (He y Bence, 2007).

Por otra parte, el coeficiente de variación (β) integrado al modelo de crecimiento de CASA se pudo calificar como relativamente estable alrededor de su tendencia

central. La consideración de estabilidad para la variabilidad del crecimiento resulta importante para la óptima determinación del incremento en el crecimiento medio, permitiendo dimensionar adecuadamente el peso de otros procesos biológicos y pesqueros como la abundancia, la mortalidad y el reclutamiento.

Por otra parte, se ha señalado que M posee mucha incertidumbre y está altamente correlacionado con otros procesos como el reclutamiento y la selectividad (Sippel *et al.*, 2017), lo cual conduce a lo que se denomina como confusión de parámetros en el contexto de los modelos integrados, particularmente cuando no se cuenta con suficiente información para separar los efectos de cada parámetro en el modelo (Maunder y Punt, 2013). No obstante, el registro de residuales muy bajos al final del proceso de ajuste de parámetros del modelo permite asumir una adecuada especificación, tanto del modelo mismo (CASA) como de los procesos y parámetros involucrados (Maunder y Punt, 2013), que incluye el valor de M y de los parámetros del modelo de crecimiento.

La estimación del tamaño inicial de la población (N_0) y del reclutamiento inicial (R_0) es de gran importancia en la dinámica poblacional establecida en el modelo, ya que ambos son relevantes en la definición de la magnitud de la abundancia por intervalo de longitud y a que ambos procesos cuentan con parámetros estimados por el modelo como parámetros libres. El tamaño inicial de la población permite la inclusión de individuos a la dinámica poblacional como enlace con la temporada de captura anterior, distribuyendo a los mismos a lo largo de los intervalos de longitud en función de su correspondiente sobrevivencia; mientras que el reclutamiento establece la magnitud de los individuos por intervalo de longitud, necesarios para dimensionar los niveles de captura observados. Así, ambos parámetros compiten, en el proceso de optimización durante el proceso de ajuste, por establecer la magnitud total de la abundancia, y su distribución a lo largo de los intervalos de longitud. De hecho, la confusión de parámetros es una situación ya mencionada también para M (Maunder y Punt, 2013). Así, reconociendo que ambos parámetros se encuentran correlacionados y que el modelo no incluye una

relación parentela – progenie, sino que más bien dispone de una relación explícita y observada de las proporciones de sobrevivencia a la mortalidad total y la proporción de individuos que ingresan de un intervalo de longitud al siguiente por crecimiento, la potencial incertidumbre debida a la inclusión de un modelo parentela – progenie no bien establecido es evitado conduciendo a un modelo más adecuado. Particularmente si se considera que el camarón café es una especie altamente dinámica con un ciclo de vida corto, con la particularidad de que cada cohorte anual es resultado de la reproducción de la cohorte anterior, y en donde los adultos de un año determinado no participan en la reproducción durante el siguiente año (García-Borbón, 2009).

La proporción de reclutas respecto a la abundancia total fue muy importante, alcanzando en promedio el 70%, con alta variabilidad interanual, en donde se registraron cuatro eventos importantes de reclutamiento, dos de ellos de corta duración (una temporada) ocurridos de forma aislada (1998-99 y 2013-14), y dos de ellos de larga duración (cuatro temporadas) ocurridos durante las temporadas 2000-01 a la 2003-04 y durante las temporadas 2007-08 a la 2010-11. Lo anterior puede adjudicarse en principio a se trata de una especie de ciclo de vida corta y explotada plenamente en cada temporada de pesca, lo que implica la necesidad de renovarse anualmente.

Las estimaciones de la tasa de explotación máxima estimadas dejan ver claramente la relación directa entre la tasa de explotación con la abundancia. Integrando la información relativa a abundancia, tamaño inicial y reclutamiento inicial con la tasa de explotación, en donde el valor máximo se utilizó para comparar entre temporadas y el valor medio para comparar entre intervalos de longitud de 25 mm-LT. Es importante puntualizar que se observaron capturas importantes en temporadas cuando la abundancia fue alta (2006-07, 2008-09, 2009-10, 2010-11), y ocurrió cuando el tamaño inicial y/o el reclutamiento inicial fueron elevados, en tanto que la tasa de explotación máxima fue relativamente baja y concentrada en tallas pequeñas (135 mm-LT). También se registraron

capturas importantes cuando la abundancia fue baja (2004-05, 2005-06, 2011-12, 2012-13 y 2014 -15), y debido no tanto a elevados tamaño o reclutamiento iniciales sino por la elevadas tasas de explotación máxima, cubriendo los grupos de longitud chicas, medianas y grandes (con medias de 135, 160, 185 mm-T).

Las bajas capturas ocurrieron principalmente cuando el tamaño inicial y/o el reclutamiento inicial fueron bajos (1995-96, 1997-98, 1999-2000, 2014-15), aun cuando se llegó a presentar una tasa de explotación máxima alrededor del promedio, e independientemente de a que intervalo de longitud estuvo orientada la tasa de explotación media. No obstante, también hubo temporadas con capturas relativamente bajas (1996-97, 2000-01, 2002-03 y 2003-04) en donde hubo tanto reclutamiento y/o tamaños iniciales relativamente altos y tasas de explotación máxima alrededor del promedio, excepto la temporada 2003-04 cuando ésta fue muy elevada, pero la tasa de explotación media se dirigió hacia las tallas chicas o medianas.

Con relación a la estimación de las tres variantes de biomasa, es importante puntualizar las diferencias intrínsecas entre ellas, en el entendido que cada una de ellas denota diferentes aspectos del stock. La biomasa total refleja las existencias en la población en peso del total de la población en un tiempo y área específica (NOAA, 2006), dada su correspondencia directa con la abundancia, por lo que es el indicador más riguroso y adecuado para conocer el estado de la población. La biomasa vulnerable o explotable, nos indica la fracción de la biomasa total disponible a la pesquería, dejando de lado aquella parte de la población que literalmente escapa al acceso de los artes de pesca involucrados en su explotación (NEFMC, 2019; Punt *et al.*, 1995). Y la biomasa desovante de las hembras nos indica la fracción de las hembras con capacidad reproductiva con que cuenta la población para poder ser renovada (Jakobsen *et al.*, 2016). De esta forma, se encontró una progresiva disminución en los estimados, siendo la biomasa total la más alta y la desovante la más baja.

Aunque no se analizó de manera formal el impacto de los parámetros de la relación longitud – peso (L-W) sobre la magnitud de las diferentes biomazas, el ingreso de parámetros anuales específicos para cada temporada de captura tiene consecuencias implícitas sobre el rendimiento por intervalo de longitud. Froese (2006) señala que el factor de condición de los individuos así como la diferencia en condición entre individuos pequeños y grandes varían entre estaciones, localidades y años, resultando en diferentes relaciones longitud-peso. Además, se espera que los parámetros de la relación L-W en el camarón café sean buenos candidatos al análisis de la influencia de la variabilidad ambiental, como se ha registrado en diversas especies marinas (Brosset *et al.*, 2015). Por otra parte, las diferencias interanuales y entre los diferentes intervalos de longitud, además de ser debidas a las diferencias en la abundancia y el correspondiente peso a la longitud, Arreguín-Sánchez (1996) estipula que pueden también obedecer a factores diversos como la capturabilidad y la vulnerabilidad, que involucran tanto los aspectos físicos directos y espaciales debidos a la interacción del arte de pesca con el recurso, así como la conducta de los individuos explotados y la estrategia de pesca utilizada por la flota de pesca (Arreguín-Sánchez, 1996).

Como cantidades de manejo, los estimados de biomasa, en conjunto con los resultados que sobre mortalidad por pesca, tasa de explotación y selectividad por temporada de captura e intervalos de longitud aquí obtenidos, habrán de permitir fijar objetivos para el óptimo manejo de la pesquería de camarón café en la región de Bahía Magdalena-Almejas, B.C.S., y eventualmente en el Pacífico mexicano en virtud a la solidez e importancia de dichas cantidades. Existen diversas propuestas para la construcción de puntos de referencia para el manejo pesquero, particularmente se pueden mencionar los relacionados con modelos estructurados por longitudes (Cope y Punt, 2009; Dichmont *et al.*, 2006; Jardim *et al.*, 2015; Maunder y Aires-da-Silva, 2011; Shephard *et al.*, 2018; Siddeek *et al.*, 2004).

Los estimados de biomasa total por intervalo de longitud permitieron visibilizar y dimensionar la magnitud de la fracción no explotable pero que es importante como

sustento de la fracción vulnerable al arte de pesca y contribuyente a la fracción reproductora. Mientras que la biomasa vulnerable por intervalos de longitud tiene el potencial de definir puntos de referencia estructurados por intervalos de longitud de la fracción explotable. Por cuanto a la biomasa desovante (de hembras o total), ésta es considerada como un punto de referencia por excelencia en el diseño de estrategias de manejo con la finalidad de conservar el potencial reproductivo de la población.

Es de mencionar en principio, que la construcción de los modelos de regresión múltiple para las variables biológicas obtenidas en este trabajo excluyeron variables como la biomasa reproductora y la biomasa vulnerable, al ser éstas derivadas de la biomasa total y que eventualmente serían redundantes. Otras variables como las constituidas por los parámetros de crecimiento o de las relaciones longitud – peso, ameritan este análisis; sin embargo, al no ser derivadas del modelo estructurado por longitudes, no fueron consideradas. Aun con lo anterior, la biomasa total también es una magnitud derivada, entre otras de la misma abundancia por lo cual es factible que la especificación del modelo de regresión múltiple no fuera el adecuado para esta variable; además del hecho que la biomasa requiere para su especificación, de los parámetros de la relación longitud-peso, los cuales denotan cambios interanuales de sus parámetros.

Se puede considerar que los modelos de regresión múltiple para la fracción de hembras maduras (*FHM*) y la longitud de primera madurez (L_{50}) denotaron una importante bondad de ajuste y resultaron significativos, en contraste con los modelos para la abundancia y los reclutas, debido al parecer a que la *FHM* y en menor medida la L_{50} corresponden a un proceso biológico como la reproducción que responde de forma relativamente directa a la variabilidad ambiental, aun cuando medien otros procesos a nivel individual (hormonales), poblacional y otros como la depredación, densa dependencia y la competencia intra e inter-específica (Andersen *et al.*, 2017). Mientras que la abundancia y los reclutas responden tanto directamente a la variabilidad ambiental, como indirectamente a otros factores,

además de los anteriormente mencionados, como la mortalidad (natural y por pesca), a la tasa de explotación, a la biomasa reproductora remanente, entre otras. Respecto al reclutamiento, en particular a la relación intrínseca entre reclutas y reproductores, Maunder y Piner (2014) señalan que la incertidumbre en el establecimiento de esta relación es multifactorial, entre las que se encuentran la ausencia de contraste en el tamaño del stock reproductor, la auto-correlación temporal en desviaciones sobre la relación parentela-progenie, a errores en la estimación del tamaño del stock reproductivo y de los reclutas, y evidentemente a la variabilidad ambiental.

Así, a pesar de que sólo fue posible identificar una relación estadísticamente significativa entre las variables ambientales con dos de los procesos poblacionales aquí estudiados (FHR y L_{50}), y a que éstas relaciones fueron establecidas por fuera del modelo de evaluación de stock, lo cual conlleva serias desventajas, como la dificultad de propagar la incertidumbre dentro de un modelo integrado (Maunder y Punt, 2013), resulta importante destacar la identificación de las variables ambientales más importantes para dichas relaciones, ya que permitirá eventualmente ser incorporadas con mayor confianza en un proceso de estimación de parámetros dentro de un modelo integrado de evaluación de stock.

Para lo anterior, Maunder y Watters (2003) describieron un método general basado en verosimilitud penalizada para integrar datos ambientales en los modelos de dinámica poblacional que representa una mejora respecto al método usado por Maunder y Starr (2001), debido a que permite la estimación del error de proceso en la relación ambiental. Maunder y Punt (2013) describen opciones y sugerencias para integrar correlaciones con datos ambientales en el contexto del análisis integrado en la evaluación de stock. Igual recomiendan procesos de selección mediante la prueba de hipótesis tipo stepwise para la selección de variables ambientales a incluir en la evaluación.

Finalmente, es importante enfatizar la suficiencia y pertinencia del modelo biológico-pesquero estructurado por tallas utilizado, por su manifiesta capacidad de explicar la dinámica poblacional y los diversos procesos biológicos y pesqueros de manera adecuada y precisa. Así, el rango del criterio de ajuste (SSQ) se encontró entre 0.0001 y 3.95, valores que pueden considerarse notablemente bajos, inclusive si se les compara con otros trabajos que han empleado el modelo CASA para la evaluación de stock (Morales-Bojórquez *et al.*, 2013; Morales-Bojórquez y Nevárez-Martínez, 2010; Zepeda-Benitez *et al.*, 2017).

8. CONCLUSIONES

Los estimados de L_{50} mediante el modelo de 3 parámetros fueron menores a los correspondientes estimados con el modelo de 2 parámetros, evitando la sobrestimación de esta cantidad de gran importancia en los esquemas de manejo pesquero.

Por cuanto a las variaciones del parámetro K del modelo de von Bertalanffy, se observaron variaciones cíclicas en la serie de tiempo, con una periodicidad corta, entre uno y dos años. El coeficiente de crecimiento del modelo de von Bertalanffy se encontró $0.5 \leq K \leq 2.3$, con una mediana de $K = 1.2$. Mientras que las variaciones cíclicas de L_{∞} fueron más pausadas, oscilando entre 1 y 4 años.

Se distinguió una tendencia cíclica temporal descendente de la ojiva de selección ($S_{50\%}$), con varios picos en la serie, siendo el más alto de 163 mm-LT y separados entre ellos por un lapso de entre 2 a 5 años.

Las estimaciones de la abundancia total media y de reclutas por temporada de captura denotaron las mismas tendencias a lo largo del tiempo, tanto en magnitud como en los picos y descensos de los mismos. Respecto a las variaciones de la abundancia media, éstas ocurrieron con una frecuencia entre 2 y 4 años entre altos y bajos. La abundancia media en los intervalos de longitud más grandes (medias de 210 y 235 mm de longitud total) denotaron ser importantes prácticamente a todo lo largo del periodo de estudio.

La proporción de reclutas respecto a la abundancia total fue muy importante, alcanzando en promedio el 70%, con alta variabilidad interanual, en donde se registraron cuatro eventos importantes de reclutamiento, dos de ellos de corta duración (una temporada) ocurridos de forma aislada (temporadas 1998-99 y 2013-14), y dos de ellos de larga duración (cuatro temporadas) ocurridos durante las temporadas 2000-01 a la 2003-04 y durante las temporadas 2007-08 a la 2010-11.

La tasa de explotación máxima anual denotó variaciones interanuales que alcanzaron el doble y hasta el triple por encima o por debajo de su media anual. La máxima tasa de explotación fue ejercida principalmente en un rango de intervalos de longitud total entre 95 y 210 mm, con un pico máximo entre 120 y 130 mm (0.88), en tallas consideradas como comercialmente pequeñas.

Se observaron capturas importantes en temporadas cuando la abundancia fue alta, cuando el tamaño inicial y/o el reclutamiento inicial fueron elevados, en tanto que la tasa de explotación máxima fue relativamente baja y concentrada en tallas pequeñas (135 mm-LT). También se registraron capturas importantes cuando la abundancia fue baja, y debido no tanto a elevados tamaño o reclutamiento iniciales sino por la elevadas tasas de explotación, cubriendo los grupos de longitud chicas, medianas y grandes (con medias de 135, 160, 185 mm de longitud total).

Se observó una aparente disminución de la biomasa desovante a lo largo del periodo de estudio; disminución que fue más marcada en los últimos dos intervalos de longitud más grandes (210, 238 mm de longitud total). En el último intervalo de longitud, el cual es el que más biomasa desovante aportó, se pudieron identificar las temporadas o periodos en donde la reproducción fue exitosa.

Los únicos modelos de regresión lineal múltiple establecidos entre las variables biológicas frente a las variables ambientales en el camarón café que resultaron significativamente apropiados fueron el de la frecuencia de hembras maduras (FHM) y el de la longitud de primera madurez (L_{50}), con el 67% y 56% de la varianza explicada, respectivamente. Las variables ambientales que resultaron significativas fueron, para la FHM: presión atmosférica (PA), la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO) y el tiempo (T); mientras que para la L_{50} fueron: el componente meridional del viento, norte-sur (V) y el Índice de surgencias (S).

10. LITERATURA CITADA

Abadie, J. 1978. The GRG Method for Nonlinear Programming En: (H.J, Ed.) *Design and Implementation of Optimization Software*, Sijthoff and Noordhoof, pp. 325-363.

Adkins L.C., M. S. Waters, R. C. Hill., 2015. Collinearity Diagnostics in gretl. Economics Working Paper Series 1506, Oklahoma State University, Department of Economics and Legal Studies in Business.

Akaike H. 1981. Likelihood of a model and information criteria. *J Econometrics* 16:3-14.

Akaike, H. 1974. A New look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19(6):716-723.

Alcántara-Razo, E. 2005. Índice de producción de huevos, reclutamiento reproductor y distribución de la biomasa de camarón azul *Litopenaeus stylirostris* en el frente costero de Agiabampo, Sonora-Sinaloa, México. Tesis (Maestría en Ciencias). La Paz, BCS, México. CICIMAR, IPN. 75 p.

Alexander, M., I. Bladé, M. Newman, J.R. Lanzante, N.-C. Lau, J.D. Scott. 2002. The atmospheric bridge: The influence of ENSO teleconnections on air sea interaction over the global oceans. *J. Clim.* 15:2205-2231. doi: 10.1175/1520-0442(2002)015<2205:TABTIO>2.0.CO;2

Álvarez-Borrego S, L. A., G. Galindo-Bect, A. C. Barragán. 1975. Características hidroquímicas de Bahía Magdalena, BCS. *Cienc. Mar.* 2:94-109.

Andersen, K. H., N. S. Jacobsen, T. Jansen, J. E. Beyer. 2017. When in life does density dependence occur in fish populations? *Fish Fish.* 18(4): 656-667. DOI:10.1111/faf.12195

Anderson S. C, J. M. Flemming, R. Watson, H. K. Lotze, 2011. Rapid Global Expansion of Invertebrate Fisheries: Trends, Drivers, and Ecosystem Effects. *PLoS One* 6(3): e14735. doi:10.1371/journal.pone.0014735

Aragón-Noriega, E. A. 2000. Ecología del reclutamiento del camarón azul *Litopenaeus stylirostris* (Stimpson, 1871) en el Alto Golfo de California. Tesis (Doctorado en Ciencias). CICESE. Ensenada, B.C. 117 pp.

Aragón-Noriega, E. A. 2005. Reproductive output of the blue shrimp, *Litopenaeus stylirostris* (Decapoda: Penaeidae) in the Gulf of California Coast at Agiabampo, Sonora-Sinaloa, Mexico. *J. Shelfish Res.* 24 (2):597-601.

Aragón-Noriega, E. A. 2007. Coupling the reproductive period of blue shrimp *Litopenaeus stylirostris* Stimpson, 1874 (Decapoda: Penaeidae) and sea surface temperature in the Gulf of California. *Rev. Biol. Mar. y Oceanogr.* 42(2): 167 – 175.

Aragón-Noriega E. A., E. Alcántara-Razo, 2005. Influence of sea surface temperature on reproductive period and size at maturity of the shrimp (*Farfantepaeus californiensis*) in the Gulf of California. *Mar. Biol.* 146: 373 - 379.

Aragón-Noriega E. A., A. R. García-Juárez 2007. Comparison of two methods to determine the maturity period in penaeid shrimps (Decapoda, Penaeidae). *Crustaceana* 80 (5): 513-521.

Aragón-Noriega A., M. A. Cisneros-Mata, E. Alcántara-Razo, W. Valenzuela-Quiñonez, A. R. García-Juárez. 2007. Habitat utilization by the reproductive stock of the brown shrimp *Farfantepeneaeus californiensis* in the central Gulf of California. *J. Shellfish Res.*, 26(2): 617–622

Aragón-Noriega E. A. 2016. Crecimiento individual de camarón blanco *Litopenaeus vannamei* (Boone, 1931) y camarón azul *Litopenaeus stylirostris* (Stimpson, 1874) (Decapoda: Penaeidae) con un enfoque multi-modelo. *Lat. Am. J. Aquat. Res.*, 44(3): 480-486.

Aranceta-Garza F., F. Arreguín-Sánchez, G. Ponce-Díaz, J. C. Seijo. 2016. Natural mortality of three commercial penaeid shrimps (*Litopenaeus vannamei*, *L. stylirostris* and *Farfantepeneaeus californiensis*) of the Gulf of California using gnomonic time divisions. *Sci. Mar.* 80(2):199-206.

Arreguín-Sánchez, F. 1996. Cachability: A key parameter for fish stock assessment. *Rev. Fish Biol. Fish.*, 6:221-242.

Arreguín-Sánchez F., P. del Monte-Luna, M. J. Zetina-Rejón. 2015. Climate change effects on aquatic ecosystems and the challenge for fishery management: Pink shrimp of the southern Gulf of Mexico. *Fisheries*, 40:1, 15-19, DOI: 10.1080/03632415.2015.988075.

Barreiro-Güemes, M. T. 1986. Estudio sobre la madurez y desove de *Penaeus californiensis* y *Penaeus vannamei* (Crustacea Decapoda, Penaeidae) en la costa sur de Sinaloa. Mem. Primer Intercambio Académico sobre Investigaciones del Mar de Cortés. AIMAC. Hermosillo, Sonora, México., 1-30.

Bauer, R. T. 1986. Phylogenetic trends in sperm transfer and storage complexity in decapod crustaceans. *J. Crustac. Biol.* 6:313-325.

Beaugrand, G., K. M. Brander, J. A. Lindley, S. Souissi, P. C. Reid. 2003. Plankton effect on cod recruitment in the North Sea. *Nature* 426:661–664.

Beverton, R. J. H., 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. CIEM*, 140: 67-83.

Brosset P., F. Menard, J. M. Fromentin, S. Bonhommeau, C. Ulses, J. H Bourdeix, J. L. Bigot, E. Van Beveren, D. Roos, C. Saraux. 2015. Influence of environmental variability and age on the body condition of small pelagic fish in the Gulf of Lions. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 529:219-231. <http://dx.doi.org/10.3354/meps11275>

Brouwer, S. L., M. H. Griffiths. 2005. Reproductive biology of carpenter seabream (*Argyrozona argyrozona*) (Pisces: Sparidae) in a marine protected area. *Fish. Bull.* 103:258–269.

Burnham K. P., D. R. Anderson. 2002. *Model selection and multimodel inference. A Practical Information - Theoretic Approach*. 2nd. Ed. Springer. New York. 488 pp.

Calderón-Aguilera L. E., S. G. Marinone, y E. A. Aragón-Noriega. 2003. Influence of oceanographic processes on the early life stages of the blue shrimp (*Litopenaeus stylirostris*) in the Upper Gulf of California. *J. Marine Sys.* 39. 117–128.

Castro-Ortiz J. L., D. Lluch-Belda. 2008. Impacts of interannual environmental variation on the shrimp fishery off the Gulf of California. *CalCOFI Rep.*, 49:183-190.

Cervantes-Duarte, R., S. López-López, E. González-Rodríguez, S. Futema-Jiménez. 2010. Ciclo estacional de nutrientes, temperatura, salinidad y clorofila \square en Bahía Magdalena. BCS, México (2006-2007). *CICIMAR Océánides* 25, 111–120.

Cervantes-Hernández P. 2008. Method to obtain abundance indices in the population of *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) from the Gulf of Tehuantepec, Oaxaca, Mexico. *Rev. Biol. Mar. Ocean.* 43(1): 111-119.

Cervantes-Hernández P., B. Sánchez-Meraz, S. J. Serrano-Guzmán, A. Frías-Velasco, S. Ramos-Cruz, A. Gracia. 2008. Variación interanual de la abundancia de *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes 1900) en el Golfo de Tehuantepec. *Hidrobiológica* 2008, 18 (3): 215-226.

Chamberlain, G. W., A. L. Lawrence. 1981. Effect of light intensity and male and female eyestalk ablation on reproduction. *J. World Maricult. Soc.* 12(2):357-372.

- Chapa, S. H. 1956. La distribución comercial de los camarones del Noroeste de México y el problema de las artes fijas. Tesis Profesional. Escuela Nacional Ciencias Biológicas, Instituto Politécnico Nacional, México, 56 pp.
- Chapman, D. G. 1960. Statistical problems in dynamics of exploited fisheries population, p. 153-168. *In: Proceedings of the 4th Berkeley Symposium on Mathematics and Probability*. University of California Press. Berkeley, CA.
- Chávez, O. E., M. C. Rodríguez de la Cruz. 1971. Estudio sobre el crecimiento de camarón café (*Penaeus californiensis* Holmes) del Golfo de California. *Rev. Soc. Mex. Hist. Nat.* 32:111-127.
- Chen, Y., J. E. Paloheimo. 1994. Estimating fish length and age at 50% maturity using a logistic type model. *Aquat. Sci.* 56:206–219.
- Chen, Y., M. Kanaiwa, C. Wilson. 2005. Developing and evaluating a size-structured stock assessment model for the American lobster, *Homarus americanus*, fishery. *New Zealand. Mar. Freshwater Res.* 39:645–660.
- CONAPESCA, 2015. Anuario Estadístico de Acuicultura y Pesca 2014 de la Comisión Nacional de Acuicultura y Pesca, SAGARPA. México. 302 pp.
- Cope, M.,A., E. Punt. 2009. Length-Based Reference Points for Data-Limited Situations: Applications and Restrictions. *Mar. Coast. Fish. Dynamics, Manag. Ecosys. Sci.* 1:169-186. <https://doi.org/10.1577/C08-025.1>
- Costello, C., D. Ovando, R. Hilborn, S. D.Gaines, S. D., Deschenes, O., S. E. Lester, S. E. 2012. Status and solutions for the world's unassessed fisheries. *Science*, 338:517–520.
- Cruz R. M., C. I Reyna., 1976. Análisis de algunos parámetros poblacionales del camarón de alta mar de Salina Cruz, Oax. *Mem. Simp. Sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones*. Guaymas, Son. Del 8 al 13 de Agosto de 1976. Vol. I:387-407.
- Cummings, N., S. Sagarese, B. Harford. 2016. Synthesis of Literature on Von Bertalanffy Growth Parameter Correlations. SEDAR49-AW-07. SEDAR, North Charleston, SC. 5 pp.
- Cury P. M., Y. Shin, B. Planque, J. M. Durant, J. M. Fromentin, S. Kramer-Schad, N. C. Stenseth, M. Travers, V. Grimm. 2008. Ecosystem oceanography for global change in fisheries. *Trends Ecol. Evol.* 23 (6):338-346.

Dall, W. B., J. Hill, P. C. Rothlisberg, D. J. Staples, 1990. The Biology of the Penaeidae. En: J.H. Blaxter and A.J. Southward (Ed.). Adv. In Mar. Biol. Vol. 27. Acad. Press., London. 489 pp.

Del Valle, I., P. Martin. 1995. Interannual variation in the catch and mean length of penaeid shrimp in the lagoons and coastal waters of Sinaloa NW Mexico, and their possible link with environmental factors. ICES Mar. Sci. Symp. 199:370–378.

Dichmont, C. M., A.R. Deng, A. E. Punt, W. Venables, M. Haddon. 2006. Management strategies for short-lived species: The case of Australia's Northern Prawn Fishery. 1. Accounting for multiple species, spatial structure and implementation uncertainty when evaluating risk. Fish. Res. 82:204-220.

Dick, E.J., A.D. MacCall. 2011. Depletion-Based Stock Reduction Analysis: A catch-based method for determining sustainable yields for data-poor fish stocks. Fish. Res. 110:331–341.

DOF, 2001. AVISO por el que se da a conocer la autorización para utilizar las redes Magdalena I y Suripera, como equipos de pesca para la captura de camarón en el Sistema Lagunar Estuarino Bahía Magdalena-Almejas, ubicado en el Estado de Baja California Sur. Diario Oficial de la Federación, 7 de septiembre de 2001. México, Distrito Federal.

DOF, 2007. Ley General de Pesca y Acuicultura Sustentables. Diario Oficial de la Federación. Primera Sección. Ciudad de México, Distrito Federal. 24 de julio de 2007.

DOF, 2013. NORMA Oficial Mexicana NOM-002-SAG/PESC-2013, Para ordenar el aprovechamiento de las especies de camarón en aguas de jurisdicción federal de los Estados Unidos Mexicanos. Diario Oficial de la Federación. Primera Sección. Ciudad de México, Distrito Federal, 11 de julio de 2013.

Doubleday, W. G. 1976. A least squares approach to analyzing catch at age data. *Res. Bull. Int. Comm. Northwest Atl. Fish.* 12: 69-81.

Dowling, N.A., C.M. Dichmont, M. Haddon, D.C. Smith, A.D.M. Smith, K. Sainsbury. 2015. Empirical harvest strategies for data-poor fisheries: A review of the literature. Fish. Res. 171:141-153.

Durazo, R. 2015. Seasonality of the transitional region of the California current system off Baja California. *J. Geophys. Res. Oceans* 120, 1173–1196. doi: 10.1002/2014JC010405.

Edwards R. R. C. 1978. The fishery and fisheries Biology of the penaeid shrimp on the Pacific Coast of Mexico. *Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev.* 16:145-180.

Fisch N. C., J. R. Bence, J. T. Myers, E. K. Berglund, D. L. Yule, 2019. A comparison of age- and size-structured assessment models applied to a stock of cisco in Thunder Bay, Ontario. *Fish. Res.* 209:86–100.

Fontoura N. F., A. S. Braun, P. C. Milani. 2009. Estimating size at first maturity (L50) from gonadosomatic index (GSI) data. *Neotrop. Ichthyol.* 7:217-22.

Fournier, D., P. A. Breen. 1983. Estimation of abalone mortality rates with growth analysis. *Trans. Am. Fish. Soc.* 112: 403-411.

Froese, R. 2006. Cube law, condition factor and weight–length relationships: History, meta-analysis and recommendations. *J. Appl. Ichthyol.* 22 (2006), 241–253.

Froese, R., G. Coro., K. Kleisner, N. Demirel. 2015. Revisiting safe biological limits in fisheries. *Fish Fish.* 17:193–209.

Froese, R., H. Winker, D. Gascuel, U. R. Sumalia, D. Pauly. 2016. Minimizing the impact of fishing. *Fish Fish.* 17, 785–802.

Galicia X. R. 1976. Crecimiento del camarón azul (*Penaeus stylirostris*) y camarón café (*Penaeus californiensis*) en la zona de Puerto Peñasco, Son. Mem. Simp. Sobre Biología y Dinámica de Poblaciones de Camarones. 8-13 de Agosto de 1976. Guaymas, Son., México. Tomo II: 189-212.

Galindo-Bect M., S., E. P. Glenn, H. M. Kevin Fitzsimmons, L. A. Galindo-Bect, J.M. Hernandez-Ayon, R. L. Petty, J. Garcia-Hernandez, D. Moore. 2000. Penaeid shrimp landings in the upper Gulf of California in relation to Colorado River freshwater discharge. *Fish. Bull.* 98:222–225.

García G. M. 1976. Fecundidad del camarón café (*Penaeus californiensis*) y Camarón azul *Penaeus stylirostris*, de Puerto Peñasco y Guaymas, Son. Mem. Simp. Sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones. Guaymas, Son., 8 al 13 de Agosto de 1976. Tomo I.:130-138.

García S., L. Le Reste, 1986. Ciclos vitales, dinámica y ordenación de las poblaciones de camarones peneidos costeros. *FAO Doc. Téc. Pesca No.* 203.

García-Borbón J. A., E. F. Balart, J.J. Gallo R., P. Loreto C., 1996. Pesquería de Camarón. En: Casas V.M. y G. Ponce D. (Ed.). Estudio del Potencial Pesquero y Acuícola de Baja California Sur. Tomo I: p. 187-206. La Paz, B.C.S., México.

García-Borbón J. A., 2007. Análisis de población virtual en la pesquería de camarón café (*Farfantepenaeus californiensis*, Holmes) del complejo lagunar de

Bahía Magdalena - Almejas, Baja California Sur, México. Tesis Prof. Fac. Ciencias, UNAM. México, D.F. 78 pp.

García-Borbón J. A., 2009. Construcción de un modelo estructurado por edades para la determinación del inicio de temporada de captura de camarón café (*Farfantepenaeus californiensis*, Holmes) en Bahía Magdalena-Almejas, Baja California Sur, México. Tesis (Maestría en Ciencias). CICIMAR, IPN. La Paz, B.C.S., México. 212 pp.

García-Borbón, J. A., C. H. Rábago-Quiroz. 2015. Evaluación y Manejo del Recurso Camarón en Baja California Sur, 2014. Informe final POA 2014. Instituto Nacional de Pesca. SAGARPA. La Paz, BCS, México.

García-Borbón, J. A., E. Morales-Bojórquez, H. Aguirre-Villaseñor. 2108. Long-term changes in the fraction of mature brown shrimp *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) females and their impact on length at first maturity. J Shellfish Res., 37 (5):1103-1111. DOI: 10.2983/035.037.0522.

García-Juárez A. R. 2009. Bases para el manejo y ordenamiento del recurso camarón en el Alto Golfo de California. Tesis Doctoral. CIBNOR, La Paz, B.C.S., México. 153 pp.

Gómez-Valdivia, F., A. Parés-Sierra, A. Flores-Morales. 2015. The Mexican coastal current: a subsurface seasonal bridge that connects the tropical and subtropical Northeastern Pacific. Cont. Shelf Res. 110, 100–107. doi: 10.1016/j.csr.2015.10.010.

Goodyear, C. P. 1993. Spawning stock biomass per recruit in fisheries management: foundation and current use Canadian Special Publication. In Risk Evaluation and Biological Reference Points for Fisheries Management. Edited by S.J. Smith, J.J. Hunt, and D. Rivard. Canadian Special Publication on Fisheries and Aquatic Science.

Gracia, A. 1989. Relationship between environmental factors and white shrimp abundance in the southwestern Gulf of México. An. Inst. Cienc. del Mar y Limnol. Univ. Nal. Auton. México, 16(1):171-182.

Grande-Vidal, J. M. 1983. Evaluación biotecnológica de los recursos demersales vulnerables a redes de arrastre de fondo en el Golfo de California, 1978-1980. Cienc. Pesq. 4: 97-125.

Gulland, J. A. 1965. Estimation of mortality rates. Annex to Arctic Fisheries Working Group Report, ICES, CM 1965, Doc. 3: 9 p. (Mimeo.) 1969. *Manual of methods for fish stock assessment: Part I. Fish population analysis. FAO Man. Fish. Sci. FRS/M4.*

Gulland J. A., B. J. Rothschild. 1984. Penaeid shrimps – Their Biology and Management. Fishing News Books Limited. 309 pp.

Gulland, J. A. y A. Rosenberg. 1992. Examen de los métodos que se basan en la talla para evaluar las poblaciones de peces. *FAO Doc. Téc. Pesca No. 323*. Roma, FAO. 1992. 112 p.

Haddon M. 2001. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries. Chapman & Hall/CRC.USA, 406 pp.

Hart, D.R., L. D. Jacobson, J. Tang. 2012. To split or not to split: Assessment of Georges Bank sea scallops in the presence of marine protected areas. *Fish. Res.* 144:74-83.

Hartnoll R.G. 1985. Growth, sexual maturity and reproductive output, p. 101-128. In A. M. Wenner [ed.] *Crustacean issues 3: factors in adult growth*. A. A. Bralkema. Boston, MA.

He, J. X., J. R. Bence, 2007. Modeling Annual Growth Variation using a Hierarchical Bayesian Approach and the von Bertalanffy Growth Function, with Application to Lake Trout in Southern Lake Huron. *T. Am. Fish. Soc.* 136:318–330.

Heino, M., U. Dieckmann, O. R. Godø. 2002. Estimating reaction norms for age and size at maturation with reconstructed immature size distributions: a new technique illustrated by application to Northeast Arctic cod. *ICES J. Mar. Sci.* 59:562–575.

Hendrickx, M. E., 1986. Resultados de las campañas SIPCO (Sur de Sinaloa, México), a bordo del B/O “El Puma”. Distribución y abundancia de los camarones *Penaeoidea* (Crustacea: Decapoda). *An. Inst. Cienc. Mar y Limnol. Univ. Nal. Autón. México.* 13 (1): 345-368.

Hendrickx, M. E. 1995. Camarones. Pp. 417-537. En: W. Fischer, F. Krupp, W. Schneider, C. Sommer, K.E. Carpenter y V.H. Niem (eds.). *Guía FAO para la identificación de especies para los fines de la pesca. Pacífico centro-oriental. Vol. I. Plantas e Invertebrados*. FAO, Roma, Italia.

Hendrickx, M. E., 1996. Los camarones *penaeoidea* bentónicos (Crustacea: Decapoda: Dendrobranchiata) del Pacífico mexicano. *Comisión Nacional para el Conocimiento y Uso de la Biodiversidad, Instituto de Ciencias del Mar y Limnología, U.N.A.M. México.* 147 p.

Hernández-Carballo, E. A. 1988. Camarón del Pacífico. Programa de Actividades y Vinculación Interinstitucional En: Instituto Nacional de la Pesca (ed.) Los recursos pesqueros del país. XXV Aniversario. SEPESCA, México: 303.-312.

Hilborn R., 2003. The state of the art in stock assessment: where we are and where we are going. *Sci. Mar.* 67:15-20.

Hogg, R. V., A. T. Craig. 1970. Introduction to mathematical statistics. 3rd ed. MacMillan Co., London.

Hordyk, A., K. Ono, S. Valencia, N. Loneragan, J. Prince. 2015. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR) and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES J. Mar. Sci.* 72(1): 217-231.

Hunter, J. R., N. C. H. Lo, R. J. H. Leong. 1985. Batch fecundity in multiple spawning fishes. In An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy, *Engraulis mordax* (R. Lasker, ed.), p. 67–77. *NOAA Tech. Rep. NMFS* 36.

Hutchings, J. A. 2005. Life history consequences of overexploitation to population recovery in Northwest Atlantic cod (*Gadus morhua*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 62:824–832.

ICES. 2008. Report of the Workshop on Maturity Ogive Estimation for Stock Assessment (WKMOG), 3-6 June 2008, Lisbon, Portugal. ICES CM2008/ACOM:33. 72 pp.

ICES. 2012. Report on the Classification of Stock Assessment Methods developed by SISAM. ICES CM 2012/ACOM/SCICOM:01. 15 pp.

INAPESCA, 1976. Memoria Simposio sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones. S.I.C./Subsecretaría de Pesca. Instituto Nacional de Pesca. Del 8 al 13 de agosto de 1976. Guaymas, Son./México. Tomos I y II.

INAPESCA, 2000. Sustentabilidad y manejo de la pesquería de Camarón en el Pacífico mexicano. Sustentabilidad y Pesca responsable en México. Evaluación y Manejo. Instituto Nacional de Pesca, SAGARPA. México, D.F. 560 p.

Jacobson, L. D., D. Hart, K. D. E. Stokesbury, T. Jaffarian, M. A. Allard, M. C. Marino II, A. Chute, J. I. Nogueira, B. P. Harris, P. Rago. 2010. Measurement errors in body size of sea scallops (*Placopecten magellanicus*) and their effect on stock assessment models. *Fish. Bull.* 108:233–247.

Jakobsen, T., M.J. Fogarty, B.A. Megrey, E. Moksness. 2016. Fish Reproductive Biology: Implications for Assessment and Management. 2nd. ed. Wiley Blackwell. West Sussex, U.K. 646 p.

James G., D. Witten, T. Hastie, R. Tibshirani. 2017. An Introduction to Statistical Learning with Applications in R. Springer, New York. 426 p.

Jaquemin, P.P., 1976. Estimación de algunos parámetros poblacionales de tres especies de camarón del Pacífico mexicano. Memoria Simposio sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones. Guaymas, Son., México., 2: 169-189.

Jardim, E., M. Acevedo, N. M. Brites. 2015. Harvest control rules for data limited stocks using length-based reference points and survey biomass indices. Fish. Res. 171: 12–19. <http://dx.doi.org/10.1016/j.fishres.2014.11.013>

Jaski, M. G., E. Kamrani, A. Salarzadeh. 2014. The study effect of sun light on growth performance and survival of postlarval white leg shrimp (*Litopenaeus vannamei*) and salinity stress resistance. Eur. J. Exp. Biol. 4(2):7–12.

Jiménez-Quiroz M. C., R. Cervantes-Duarte, R. Funes-Rodríguez, S. A. Barón-Campis, F. J. García-Romero, S. Hernández-Trujillo, D. U. Hernández-Becerril, R. González-Armas, R. Martell-Dubois, S. Cerdeira-Estrada, J. I. Fernández-Méndez, L. V. González-Ania, M. Vásquez-Ortiz, F. J. Barrón-Barraza. 2019. Impact of “The Blob” and “El Niño” in the SW Baja California Peninsula: Plankton and Environmental Variability of Bahía Magdalena. Front. Mar. Sci. 6:25. doi: 10.3389/fmars.2019.00025

Johannes, R. E. 1978. Reproductive strategies of coastal marine fishes in the tropics. *Environ. Biol. Fishes* 3:65–84.

Kessler, W. S. 2006. The circulation of the eastern tropical Pacific: A review. *Progr. Oceanogr.* 69, 181–217. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pocean.2006.03.009>

Kutner, M. H., C. J. Nachtsheim, J. Neter, W. Li. 2005. Applied Linear Statistical Models. McGraw-Hill/Irwing. 5th ed. New York, USA. 1396 p.

Lai, Han-Lin, A. Bradbury. 1998. A modified catch-at-size analysis model for a red sea urchin (*Strongylocentrotus franciscanus*) population. In: (Jamieson G. S. y A. Campbell, Eds.), Proceedings of the North Pacific Symposium on Invertebrate Stock Assessment and Management. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences 125. NRC Monograph Publishing Program. Ottawa, Can. 462 p.

Lasdon, L.S., R. L. Fox, and M. W. Ratner. 1974. Nonlinear optimization using the generalized reduced gradient method. *Rev. Fr. Autom. Inf. Rech. Oper.*, 8:73-103. <http://www.dtic.mil/dtic/tr/fulltext/u2/774723.pdf>

Lasdon L. S., A. D. Waren, 1978. Generalized Reduced Gradient Software for Linearly and Nonlinearly Constrained Problems. *ACM T. Math. Software*, vol. 4, pp. 34-50.

Lasdon L. S., A. D. Waren, A. Jain, M. Ratner, 1978. Design and testing of a Generalized Reduced Gradient Code for Nonlinear Constrained Programming, *In: Greenberg H.J. (Ed.) Design and Implementation of Optimization Software*, Sijthoff and Noordhoff, p. 363-397.

Law, R. 2000. Fishing, selection, and phenotypic evolution. *ICES J. Mar. Sci.* 57:659–668.

Leal-Gaxiola, A. 1999. Análisis de la variabilidad interanual en el patrón reproductivo y talla de primera madurez sexual del camarón café *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) en el litoral sonoreense. Tesis de Licenciatura, Universidad Autónoma de Sinaloa. 105 p.

Leal-Gaxiola, A., J. López-Martínez, E. A. Chávez, S. Hernández-Vázquez, F. Méndez-Tenorio. 2001. Inter-annual variability of reproductive period of the brown shrimp, *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) (Decapoda, Natantia). *Crustaceana*, 74 (9): 839-851.

Legault, C. M., V. R. Restrepo. 1998. A flexible forward age-structured assessment program. 49 pp. 246e253). ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap.

Leising, A. W., I. D.Schroeder, S. Bograd, J. Abell, R. Durazo, G. Gaxiola-Castro. 2015. State of the California Current 2014-15: impacts of the Warm-Water "Blob". *Calif. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep.* 56, 31–68.

Leslie, P.H. 1945. On the use of matrices in certain population mathematics. *Biometrika* 3:183–212.

Lluch-Belda D. 1974. La pesquería de camarón de altamar en el noroeste: Un análisis biológico-pesquero. *Inst. Nal. de la Pesca. México:SC/9*, 76 p.

Lluch-Belda D.1975. Selectividad de las artes de arrastre camaroneras en el Pacífico mexicano. *SIC/INP/SC:6*.

Lluch-Belda, D., 1977. Diagnóstico, modelo y régimen óptimo de la pesquería del camarón de altamar del Noroeste de México. Tesis Doctoral, Instituto Politécnico Nacional, México, 430 pp.

Lluch-Cota, D., G. Ponce D., J. L. Castro O., V. M. Gómez M., H. Villalobos O., S. Ortega D., P. del Monte L., R. Rodríguez S., V. Hernández T., R. Saldívar, C. Salvadeo, J. A. Zepeda B., L. C. Almendárez H., I. D. Gómez. 2013. La Pesca en Baja California Sur ante el Cambio Climático. *En:* (A. Ivanova y A. E. Gamez, Eds.). Baja California Sur ante el Cambio Climático: Vulnerabilidad, Adaptación y Mitigación. Estudios para la Elaboración del Plan Estatal de Acción ante el Cambio Climático. 207-245 p.

Longhurst, A. 2002. Murphy's law revisited: longevity as a factor in recruitment to fish populations. *Fish. Res.* 56: 125-131.

López-Guerrero L. 1968. Estudio preliminar sobre las migraciones de postmysis de *P. vannamei* Boone. FAO. Conferencia Científica Mundial de la FAO sobre Biología, cultivos de camarones y gambas. FR: BBCSP/67/E/16.

López-Martínez, J., F. García-Domínguez, E. Alcántara-Razo, E. A. Chávez. 1999. Periodo reproductivo y talla de madurez masiva del camarón de roca *Sicyonia penicillata* (Decapoda: Sicyoniidae) en Bahía Kino, Sonora, México. *Rev. Biol. Trop.* 47(1-2): 109-117.

López-Martínez J. 2000. Dinámica de la pesquería de camarón café (*Penaeus californiensis*) en el litoral sonorenses y su relación con algunos parámetros océano-atmosféricos. Tesis Doctoral CICIMAR-IPN. La Paz, B.C.S. 160 p.

López-Martínez J., F. Arreguín-Sánchez, R. Morales-Azpeitia, C. Salinas-Zavala. 2002. Stock assessment and potential yield of the rock shrimp, *Sicyonia penicillata*, fishery of Bahia Kino, Sonora, Mexico. *Fish. Res.* 59:71–81.

López-Martínez, J., Arreguín-Sánchez, F., Hernández-Vázquez, S., García-Juárez, A. R., Valenzuela-Quiñonez, W., 2003. Interannual variation of growth of the brown shrimp *Farfantepenaeus californiensis* and its relation to temperature. *Fish. Res.* 61, 95–105.

López-Martínez, J., C. Rábago-Quiroz, M. O. Nevárez-Martínez, A. R. García-Juárez, G. Rivera-Parra and J. Chávez-Villalba. 2005. Growth, reproduction and size at first maturity of blue shrimp, *Litopenaeus stylirostris* (Stimpson, 1874) along the east coast of the Gulf of California, Mexico. *Fish. Res.* 71: 93-102.

López-Martínez, J. (Ed.) 2008. La Variabilidad Ambiental y las Pesquerías de México. Comisión Nacional de Acuacultura y Pesca, México, 200 p.

López-Martínez J., S. Hernández-Vázquez, E. Herrera-Valdivia, J. Rodríguez-Romero, E. A. Chávez. 2010. Influencia ambiental en la pesquería de camarón. In:

J. López-Martínez (ed.) Variabilidad ambiental y pesquería en México. CIBNOR, SAGARPA, CONAPESCA: 111-123.

Lowerre-Barbieri S. K., N. J. Brown-Peterson, H. Murua, J. Tomkiewicz, D. M. Wyanski, F. Saborido-Rey. 2011. Emerging Issues and Methodological Advances in Fisheries Reproductive Biology. *Mar. Coast. Fish.: Dynamics, Management, and Ecosystem Science* 3:32–51. <https://doi.org/10.1080/19425120.2011.555725>

Luquín-Covarrubias, M. A., E. Morales-Bojórquez, S. S. González-Peláez, D. B. Lluch-Cota 2016. Joint likelihood function based on multinomial and normal distributions for analyzing the phenotypic growth variability of geoduck clam *Panopea globosa*. *CalCOFI Reports*, 57, 151-162.

Lysack, W. 1980. Lake Winnipeg fish stock assessment program. Manitoba Dep. Nat. Res., MS Report No. 80–30, 118 p.

Madrid-Vera J., D. Chávez H., J. Melchor A., R. Meráz-Sánchez y J. A. Rodríguez-Preciado. 2012. Management for the White Shrimp (*Litopenaeus vannamei*) from the Southeastern Gulf of California through Biomass Models Analysis. *Open J. Mar. Sci.*, 2:8-15.

Magallón-Barajas, F. J. 1987. The Pacific shrimp fishery of México. *CalCOFI. Rep.* 48:43–52.

Magallón-Barajas, F. J., P. Jaquemin. 1976. Observaciones biológicas sobre tres especies comerciales de camarón en las costas de Sinaloa, México. *Memorias del Simposio sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones S.I.C./Subsecretaria de Pesca, Instituto Nacional de la Pesca, Tomo II. Guaymas, Sonora, México. p. 1-27.*

Martell, S., Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish Fish.*, 14, 504–514.

Mathews, C. P. 1981. A review of the North American penaeid fisheries, with particular reference to México. *Kuwait Bull. Mar. Sci.*, 2: 325-409.

Maunder, M. N., Starr, P.J., 2001. Bayesian assessment of the SNA1 snapper (*Pagrus auratus*) stock on the north-east coast of New Zealand. *N.Z. J. Mar. Freshwat. Res.* 35, 87–110.

Maunder, M. N., Watters, G. M., 2003. A general framework for integrating environmental time series into stock assessment models: model description, simulation testing, and examples. *Fish. Bull.* 101, 89–99.

Maunder M., A. Aires-da-Silva. 2011. Evaluation of the Kobe plot and strategy matrix and their application to tuna in the EPO. Report of the Joint Meeting of Tuna RFMO's. January 22 – 26, 2007. Kobe, Japan. <http://www.tuna.org.org/Documents/other/Kobe%20Report%20English-Appendices.pdf>

Maunder M., A. Punt, 2013. A review of integrated analysis in fisheries stock assessment. *Fish. Res.* 142:61–74.

Maunder M., K. R. Piner. 2014. Contemporary fisheries stock assessment: many issues still remain. *ICES J. Mar. Sci.* 72 (1):7-18. doi:10.1093/icesjms/fsu015.

Mcclatchie, S., R. Goericke, A. Leising, T. D. Auth, E. Bjorksedt, R. Robertson. 2016. State of the California Current 2015–16: comparisons with the 1997–98 El Niño. *CalCOFI. Rep.* 57: 5–61.

Mendo, J., J. Tam 1993. Multiple environmental states affecting Penaeid shrimp production in Perú. *Naga, the ICLARM quarterly* april-july 44-46 p.

Meraz-Sánchez R., J. Madrid-Vera, M. A. Cisneros-Mata, D. Chávez H. 2013. An Approach to Assessment to Population of the Brown Shrimp, *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900), as a Management Fisheries Tool in the Southeastern Gulf of California. *Open J. Mar. Sci.* 3: 40-47.

Morales-Bojórquez, E., J. López-Martínez, S. Hernández-Vázquez. 2001. Dynamic catch-effort model for brown shrimp *Farfantepenaeus californiensis* (holmes) from the Gulf of California, Mexico. *Cienc. Mar.* 27(1): 105–124.

Morales-Bojórquez E., M. O. Nevárez-Martínez. 2010. Catch-at-size analysis for *Dosidicus gigas* in the central Gulf of California, Mexico in 1996–2002. *Fish. Res.* 106: 214–221.

Morales-Bojórquez, E., J. López-Martínez and L. F. J. Beléndez-Moreno. 2013. Estimating biomass, recruitment, and harvest rate for Pacific yellowleg shrimp *Farfantepenaeus californiensis* from size-based model. *J. Shellfish Res.* 32(3):815-823.

Morita, K., M. Fukuwaka. 2007. Why age and size at maturity have changed in Pacific salmon. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 335:289–294.

MSFD. 2008. Directive 2008/56/EC of the European Parliament and of the Council of 17 June 2008 establishing a framework for community action in the field of marine environmental policy (Marine Strategy Framework Directive). *Official Journal of the European Union* L 164, 25.6.2008, 19–40.

Muncy, R. J. 1984. Species profiles: life histories and environmental requirements of coastal fishes and invertebrates (South Atlantic) - white shrimp. Fish Wildl. Res. FWS/OBS-82/11.27. U.S. Army Corps of Engineers, TR EL-82-4. 19 pp. <http://www.dnr.sc.gov/marine/species/assets/SpeciesProfileWhiteShrimp.pdf>

Munro, I. S. R. 1982. The Marine and Fresh water fishes of Ceylon. Soni Reprints Agency, Delhi. 350 p.

Murua H., G. Kraus, F. Saborrigo-Rey, P. R. Withames, A. Thorsen, S. Junquera. 2003. Procedures to estimate fecundity of marine fish species in relation to their reproductive strategy. J. Northw. Atl. Fish. Sci., Vol. 33: 33-54.

Nagaraju, G. P. C. 2011. Reproductive regulators in decapod crustaceans: An overview. J. Exp. Biol. 214:3–16.

NEFMC, 2019. Glossary of Fisheries Management and Science Terms. New England Fishery Management Council. <https://www.nefmc.org/files/Glossary.pdf>

Neter J., M. Kutner, W. Wasserman, C. Nachtsheim. 1990. Applied Linear Statistical Models. 3rd Edición. Homewood, IL. Irwin. 1408 p.

NOAA, 2006. NOAA Fisheries Glossary. NOAA Technical Memorandum NMFS-F/SPO-69. U.S. Department of Commerce. National Oceanic and Atmospheric Administration. 61 p.

Olguín-Palacios, M. 1968. Estudio de la biología del camarón café *Penaeus californiensis* Holmes. FAO Fish. Rep. 57:331–356.

Paul, R. K. G., A. B. Bowers. 1982. The ecology and *Penaeus* fishery of a coastal lagoon system in West Mexico. Oceanol. Acta No. SP: 383-388.

Pauly, D. 1980. On the interrelationship between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. CIEM, 39 (2):175-192.

Pauly, D., N. David, 1981. ELEFAN I. a BASIC program for the objective extraction of growth parameters from length frequency data. Meeresforsch. 28(4):205-211.

Pauly, D., J. L. Munro. 1984. Once more on the comparison of growth in fish and invertebrates. Fishbyte, Newsletter of the Network of Tropical Fisheries Scientists 2(1):21.

Pauly, D. 1987. A review of the ELEFAN system for the analysis of length-frequency data in fish and aquatic invertebrates. ICLARM Conf. proc. 13:7-34.

Pauly, D., G. R. Morgan (Eds). 1987. Length-based methods in fisheries research. ICLARM Conference Proceedings 13. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait. 468 p.

Pérez-Farfante I. 1988. Illustrated key to Penaeoid shrimps of commerce in the Americas. NOAA Tech. Rep. NMFS 64. 33 p.

Porch C. E., G. R. Fitzhugh, M. W. Jackson, M. S. Duncan, L. A. Collins. 2007. Modeling the dependence of batch fecundity on size and age for use in stock assessments of red snapper in U.S. Gulf of Mexico waters. *Am. Fish. Soc. Symp.* 60:229–244.

Punt, A. E., D. S. Butterworth, A. J. Penney. 1995. Stock assessment and risk analysis for the south Atlantic population of albacore *Thunnus alalunga* using an age-structured production model. *S. Afr. J. Mar. Sci.* /6: 287-310.

Punt, A. E., T. Huang, M. N. Maunder. 2013. Review of integrated size-structured models for stock assessment of hard-to-age crustacean and mollusc species. *ICES J. Mar. Sci.* 70 (1):16–33.

Quinn, T., II, R. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford, UK: Oxford University Press. 539 p.

Ramos-Cruz, S., B. Sánchez-Meraz, F. Carrasco-Ayuso, P. Cervantes-Hernández. 2006. Estimación de la tasa de mortalidad natural de *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) y *Litopenaeus vannamei* (Boone, 1931) en la zona costera del Golfo de Tehuantepec, México. *Rev. Biol. Mar. Ocean.* 41(2): 221 – 229.

Reimann, C., P. Filzmoser, R. G. Garrett, R. Dutter. 2008. Statistical Data Analysis Explained: Applied Environmental Statistics with R. John Wiley & Sons, Ltd. England. ISBN: 978-0-470-98581-6. 359 p.

Restrepo, V. R., R. A. Watson. 1991. An approach to modeling crustacean egg-bearing fractions as a function of size and season. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 48: 1431-1436.

Reyna, C. I. 1979. Consideraciones acerca de la ictiofauna capturada con el camarón en las costas de Oaxaca y Chiapas. Mem. Primera Reun. Nal. para el Aprovechamiento de la Fauna de Acompañamiento del Camarón. Guaymas, Sonora. 29 - 30 de Mayo: 141-154.

- Richards, L. J., J. T. Schnute, C. M. Hand, 1990. A multivariate maturity model with a comparative analysis of three lingcod (*Ophiodon elongatus*) stocks. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 948 - 959.
- Rideout, R. M., G. A. Rose, M. P. M. Burton. 2005. Skipped spawning in female iteroparous fishes. *Fish Fish.* 6:50–72.
- Rideout, R. M., J. Tomkiewicz. 2011. Skipped spawning in fishes: more common than you might think. *Mar. Coast. Fish.* 3:176–189, DOI: 10.1080/19425120.2011.556943.
- Roa, R., B. Ernst, F. Tapia. 1999. Estimation of size at sexual maturity: an evaluation of analytical and resampling procedures. *Fish. Bull.* 97:570–580.
- Robinson, C. J. 2016. Evolution of the 2014–2015 sea surface temperature warming in the central west coast of Baja California, Mexico, recorded by remote sensing. *Geophys. Res. Lett.* 43, 7066–7071. doi: 10.1002/2016GL069356
- Rodríguez de la Cruz, M. C., 1976 a. Sinopsis biológica de las especies del género (*Penaeus*) del Pacífico Mexicano. In: INP-FAO, Memorias del Simposio sobre Biología y Dinámica Poblacional de Camarones, vol. 1, p. 282–316.
- Rodríguez de la Cruz, M. C., 1976 b. Fundamentos y consideraciones para definir la temporada de veda en alta mar, para el camarón del Pacífico Mexicano durante 1978. Departamento de Pesca. Instituto Nacional de la Pesca, México. 17 p.
- Rodríguez de la Cruz M. C, F. Rosales-Juárez. 1976. El camarón del noroeste de México. Serie Información INP/SI: i48.
- Rodríguez de la Cruz, M. C. 1981. Aspectos pesqueros del camarón de alta mar en el Pacífico mexicano. *Cienc. Pesq.*, 1(2): 1-19.
- Romero-Sedano, J. C., E. A., Aragón-Noriega, M. M. Manzano-Sarabia, C. A. Salinas-Zavala, A. R. García-Juárez. 2004. Reproductive period of brown shrimp *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes, 1900) in the Agiabampo coastal lagoon system, Sonora/Sinaloa, Mexico. *Cienc. Mar.* 30:465–475.
- Rothlisberg, P. C., D. J. Staples, P. J. Crocos. 1985. A review of the life history of the banana prawn, *Penaeus nerguiensis* in the Gulf of Carpentaria. In “Second Australian National Prawn Seminar” (P.C. Rothlisberg, B.J. Hill and D.J. Staples, eds), pp. 125-136. NPS2, Cleveland, Australia.
- Salcido-Guevara L. A., P. del Monte-Luna, F. Arreguín-Sánchez, V. H. Cruz-Escalona. 2012. Potential Ecosystem Level Effects of a Shrimp Trawling Fishery in La Paz Bay, Mexico. *Open J. Mar. Sci.*, 2: 85-89.

- Santamaría-del-Ángel, E., R. Millán-Núñez, A. González-Silvera, M. Callejas-Jiménez, R. Cajal-Medrano, M. S. Galindo-Bect. 2010. The response of shrimp fisheries to climate variability off Baja California, México. *ICES J. Mar. Sci.* 68:766–772.
- Sastry, A. N. 1983. Reproduction. In D.E. Bliss (ed.) *The Biology of Crustacea*. Vol. 8. Environmental adaptations. Acad. Press, New York. p.179-270.
- Schnute, J., D. A. Fournier. 1980. A new approach to length-frequency analysis: growth structure. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37: 1337-1351.
- Schnute, J.T., L. J. Richards, 1990. A unified approach to the analysis of fish growth, maturity, and survivorship data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 24-40.
- Sepúlveda-Medina, A. 1999. Dinámica poblacional de los peneidos comerciales en el alto, centro golfo de California, Topolobampo y costa occidental de la Baja California en el litoral del Pacífico mexicano. Tesis Doctoral, UNAM. México, D.F. 147 p.
- Sepúlveda M. A., L. A. Soto. 2001. Patterns of growth rates in the populations of brown and blue shrimp (*Farfantepenaeus californiensis*, Holmes 1900; *Litopenaeus stylirostris*, Stimpson 1871) in the northern Gulf of California. *Rev. Invest. Mar.* 22(3):205-218.
- Shapiro, S. S., M. B. Wilk. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52 (3-4):591-611.
- Shepherd S., Turrubiates-Morales J., Hall K. 1998. Decline of the abalone fishery at La Natividad, Mexico: Overfishing or climate change? *J. Shellfish Res.* 17: 839–846.
- Shephard S., I. C. Davidson, A. M. Walker, P. G. Gargan. 2018. Length-based indicators and reference points for assessing data-poor stocks of diadromous trout *Salmo trutta*. *Fish. Res.* 199: 36–43. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2017.11.024>
- Sheridan, P. 1996. Forecasting the fishery for pink shrimp, *Penaeus duorarum*, on the Tortugas Grounds, Florida. *Fish. Bull.* 94:743-755.
- Shiau, Shi-Yen. 1998. Nutrient requirements of penaeid shrimps. *Aquaculture* 164:77–93.
- Siddeek, M.S.M., B. Sainte-Marte, J. Boutillier, G. Bishop. 2004. Comparison of reference points estimated using a size-based method for two high-latitude crab species in the United States and Canada. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 61:1404-1430.

- Sippel, T., Lee, H. H., Piner, K., Teo, S. L. H. 2017. Searching for M: Is there more information about natural mortality in stock assessments than we realize? *Fish. Res.*, 192: 135–140.
- Sissenwine, M. P., M. J. Fogarty, W. J. Overholtz. 1988. Some fisheries management implications of recruitment variability. En: J.A. Gulland (Ed.). *Fish Population Dynamics*. 2nd ed. Brisbane, AU: John Wiley & Sons. 129–152.
- Smith, M. T., J. T. Addison. 2003. Methods for stock assessment of crustacean fisheries. *Fish. Res.* 65:231–256.
- Sullivan, P.J., 1992. A Kalman filter approach to catch at length analysis. *Biometrics* 48(1): 237–257.
- Sullivan, P. J., H. L. Lai, V. F. Gallucci. 1990. A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49: 184-198.
- Sydeman W. J., S. A. Thompson, M. García-Reyes, M. Kahru, W. T. Peterson, J. L. Largier. 2014. Multivariate ocean-climate indicators (MOCI) for the central California Current: Environmental change, 1990–2010. *Progr. in Ocean.* 120, 352–369. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pocean.2013.10.017>
- Tabachnick B. G., L. S. Fidell. 2007. *Using Multivariate Statistics*. Fifth ed. Pearson Education. Inc. USA. 980 p.
- Thorson, J. T., Minto, C., Minto-Vera, C., Kleisner, K., Longo, K., 2013. A new role of effort dynamics in the theory of harvest populations and data-poor stock assessment. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70, 1829–1844. <http://dx.doi.org/10.1139/cjfas-2013-0280>.
- Thorson, J. T., Cope, J. M., 2014. Catch curve stock-reduction analysis: An alternative solution to the catch equations. *Fish. Res.* 171: 33–41. doi:10.1016/j.fishres.2014.03.024
- Thresher, R. E. 1984. Reproduction in Reef Fishes. T.F.H. Publs. Inc. Ltd., Neptune City, NJ. 399 p.
- Trippel, E. A., H. H. Harvey, 1991. Comparison of methods used to estimate age and length of fishes at sexual maturity using populations of white sucker (*Catostomus commersoni*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 48: 1446-1459.
- Tseng, Y. H., R. Ding, X. M. Hu. 2017. The warm Blob in the northeast Pacific—the bridge leading to the 2015/16 El Niño. *Environ. Res. Lett.* 12, 1–9. doi: 10.1088/1748-9326/aa67c3

Valenzuela-Quiñones W., E. A. Aragón-Noriega, D. P. Alvarado-Romero, C. A. Salinas-Zavala, A. R. García-Juárez, 2006. Application of an egg production index to determine reproductive period of the brown shrimp *Farfantepenaeus californiensis* near Agiabampo, Sonora-Sinaloa, Mexico. *J. Shellfish Res.* 25 (1):123-127.

Vargas-Albores F., P. Hinojosa-Baltazar, G. Portillo-Clark, F. Magallón-Barajas. 1998. Influence of temperature and salinity on the yellow leg shrimp, *Penaeus californiensis* Holmes, prophenoloxidase system. *Aquac. Res.* 29 (8):549-553. doi:10.1046/j.1365-2109.1998.00235.x

Villarreal, H., R. Hewitt. 1993. Effect of salinity on the oxygen consumption and growth of juvenile brown shrimp *Penaeus californiensis*. *Comp. Biochem. Physiol.* 108A:331-336.

Villarreal, H., L. Ocampo. 1993. Effect of size and temperature on the oxygen consumption of the brown shrimp *Penaeus californiensis*. *Comp. Biochem. Physiol.* 106A:97-101. doi:10.1016/0300-9629(93)90046-7

Villarreal, H., A. Hernandez-Llamas, R. Hewitt. 2003. Effect of salinity on growth, survival and oxygen consumption of juvenile Brown shrimp, *Farfantepenaeus californiensis* (Holmes). *Aquac. Res.* 34:187–193.

Welch, D. W., R. R. Foucher, 1988. A maximum likelihood methodology for estimating length-at-maturity with application to Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) population dynamics. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 45:333- 343.

Wenner A. M., H. M. Page, P. R. Siegel. 1985. Variation in size at onset of egg production, *En* A. M. Wenner (ed.). *Crustacean issues 3: factors in adult growth*. A. A. Balkema. Boston, MA. p. 149-164.

White, W. T., N. G. Hall, I. C. Potter. 2002. Size and age compositions and reproductive biology of the nervous shark *Carcharhinus cautus* in a large subtropical embayment, including an analysis of growth during pre- and postnatal life. *Mar. Biol.* 141(6):1153–1164.

Worm B., R. A. Myers. 2003. Meta-analysis of cod-shrimp interactions reveals topdown control in oceanic food webs. *Ecology* 84: 162–173.

Wurts W. A., R. R. Stickney. 1984. An hypothesis on the light requirements for spawning penaeid shrimp, with emphasis on *Penaeus setiferus*. *Aquaculture* 41(2):93-98. [http://dx.doi.org/10.1016/0044-8486\(84\)90086-3](http://dx.doi.org/10.1016/0044-8486(84)90086-3)

You K., H. Yang, Y. Liu, S. Liu, Y. Zhou, T. Zhang. 2006. Effects of different light sources and illumination methods on growth and body color of shrimp *Litopenaeus vannamei*. *Aquaculture* 252(2/4):557–565.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.aquaculture.2005.06.041>

Zaba, K. D., D. L. Rudnick. 2016. The 2014–2015 warming anomaly in the Southern California Current System observed by underwater gliders. *Geophys. Res. Lett.* 43, 1241–1248. doi: 10.1002/2015GL067550

Zaytsev, O., R. Cervantes-Duarte, O. Montante, A. Gallegos-García. 2003. Coastal upwelling activity on the Pacific shelf of the Baja California Peninsula. *J. Oceanogr.* 59, 489–502. doi: 10.1023/A:1025544700632

Zaitsev, O., O. Sánchez-Montante, M. Saldivar-Reyes. 2010. Seasonal variations of the thermohaline structure in the Magdalena-Almejas Bay lagoon system and adjacent sea. *Cienc. Mar.* 36, 413–432. doi: 10.7773/cm.v36i4.1668

Zar, J. H. 1999. *Biostatistical Analysis*. 4th. ed. Prentice-Hall, Inc. New Jersey, USA. 663 p.

Zepeda-Benítez V.Y., E. Morales-Bojórquez, J. G. Díaz-Urbe, M. O. Nevárez-Martínez, A. Hernández-Herrera, J. López-Martínez. 2017. Implementation of catch-at-age model for the jumbo squid *Dosidicus gigas*. *Ecol. Model.* 344:1–11.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2016.10.019>

Zetina-Rejón M.J., F. Arreguín S., E.A. Chávez. 2004. Exploration of harvesting strategies for the management of a Mexican coastal lagoon fishery. *Ecol. Model.* 172 (2): 361-372.

Zhou S., Punt A. E., Ye Y, N. Ellis, C. M. Dichmont, M. Haddon, D. C. Smith, A. D. M. Smith. 2017. Estimating stock depletion level from patterns of catch history. *Fish Fish.* 18(4):742-751. <https://doi.org/10.1111/faf.12201>